

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

LA RÉCESSION ÉCONOMIQUE DE 2007 À 2009 AU CANADA ET AUX
ÉTATS-UNIS : UNE ÉTUDE À PARTIR D'UN MODÈLE À FACTEURS

MÉMOIRE
PRÉSENTÉ
COMME EXIGENCE PARTIELLE
DE LA MAÎTRISE EN ÉCONOMIQUE

PAR
MARTINIEN ADANTCHÉDÉ DANSOU

JUIN 2016

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL
Service des bibliothèques

Avertissement

La diffusion de ce mémoire se fait dans le respect des droits de son auteur, qui a signé le formulaire *Autorisation de reproduire et de diffuser un travail de recherche de cycles supérieurs* (SDU-522 – Rév.07-2011). Cette autorisation stipule que «conformément à l'article 11 du Règlement no 8 des études de cycles supérieurs, [l'auteur] concède à l'Université du Québec à Montréal une licence non exclusive d'utilisation et de publication de la totalité ou d'une partie importante de [son] travail de recherche pour des fins pédagogiques et non commerciales. Plus précisément, [l'auteur] autorise l'Université du Québec à Montréal à reproduire, diffuser, prêter, distribuer ou vendre des copies de [son] travail de recherche à des fins non commerciales sur quelque support que ce soit, y compris l'Internet. Cette licence et cette autorisation n'entraînent pas une renonciation de [la] part [de l'auteur] à [ses] droits moraux ni à [ses] droits de propriété intellectuelle. Sauf entente contraire, [l'auteur] conserve la liberté de diffuser et de commercialiser ou non ce travail dont [il] possède un exemplaire.»

REMERCIEMENTS

À mes directeurs de recherche, les professeurs Dalibor Stevanovic et Alain Guay pour avoir accepté d'utiliser de leur temps précieux à l'encadrement de ce mémoire et surtout pour leur disponibilité et leurs judicieux conseils pour la réalisation d'un travail de qualité.

Aux gouvernements de la République du Bénin et du Canada pour avoir financé mes études à travers le Programme canadien de bourses de la Francophonie.

À mon papa Raphaël et mes frères et sœurs pour leur confiance et leur soutien indéfectibles malgré la distance. Trouvez dans ce travail le fruit de vos efforts, sacrifices et sollicitudes!

À tout le personnel du département des sciences économiques de l'UQÀM pour le précieux encadrement.

À ma longue liste d'ami(e)s qui ont su rendre agréables mon séjour et ma formation. Je pense entre autres à mes collègues de la maîtrise, mes compagnons dans la foi, mes colocataires, et beaucoup d'autres, etc. Vous vous reconnaîtrez sûrement dans ces phrases. Toute ma reconnaissance!!!

TABLE DES MATIÈRES

| | |
|---|------|
| REMERCIEMENTS | ii |
| LISTE DES FIGURES | vi |
| LISTE DES TABLEAUX | vii |
| LISTE DES ABRÉVIATIONS, SIGLES ET ACRONYMES | viii |
| RÉSUMÉ | ix |
| INTRODUCTION | 1 |
| CHAPITRE I | |
| CADRE THÉORIQUE ET MÉTHODOLOGIQUE | 5 |
| 1.1 Revue de littérature | 5 |
| 1.2 Données et méthodologie | 11 |
| 1.2.1 Méthodologie de l'étude | 11 |
| 1.2.1.1 Les modèles factoriels dynamiques (DFM) | 12 |
| 1.2.1.2 Les modèles vectoriels autorégressifs augmentés des facteurs (FAVAR) | 13 |
| 1.2.1.3 Estimation des facteurs et du DFM | 15 |
| 1.2.1.4 Détermination du nombre de facteurs | 15 |
| 1.2.1.5 Identification des chocs structurels | 16 |
| 1.2.1.6 Décomposition de la variance | 20 |
| 1.2.2 Données et transformations | 20 |
| 1.2.2.1 Valeurs extrêmes | 21 |
| 1.2.2.2 Stationnarité | 21 |
| CHAPITRE II | |
| ESTIMATION DU MODÈLE ET RÉSULTATS | 22 |
| 2.1 Détails de l'estimation | 22 |

| | | |
|--|---|----|
| 2.1.1 | Nombre de facteurs à retenir | 24 |
| 2.1.2 | Nombre de retards dans le FAVAR | 26 |
| 2.2 | Composantes communes des variables macroéconomiques | 26 |
| 2.2.1 | Pour les États-Unis | 26 |
| 2.2.2 | Pour le Canada | 27 |
| 2.3 | Analyse de changement structurel des facteurs au début de la récession | 29 |
| 2.3.1 | Comparaison des R^2 s des composantes communes | 29 |
| 2.3.2 | Test formel de changement structurel | 34 |
| 2.4 | Discussion | 36 |
| CHAPITRE III | | |
| IDENTIFICATION DES CHOCS STRUCTURELS | | 37 |
| 3.1 | Fonctions de réponses des variables macroéconomiques | 37 |
| 3.1.1 | Pour les États-Unis | 38 |
| 3.1.2 | Pour le Canada | 41 |
| 3.2 | Analyse structurelle des différentes récessions sur l'échantillon couvert | 45 |
| 3.2.1 | Caractérisation des récessions | 45 |
| 3.2.1.1 | Pour les États-Unis | 46 |
| 3.2.1.2 | Pour le Canada | 49 |
| 3.2.2 | Importance des chocs structurels | 51 |
| 3.2.2.1 | Pour les États-Unis | 52 |
| 3.2.2.2 | Pour le Canada | 54 |
| 3.3 | Discussion | 56 |
| 3.3.1 | Aspects techniques | 56 |
| 3.3.2 | Aspects structurels | 57 |
| CONCLUSION | | 60 |
| ANNEXE A | | |
| DONNÉES CANADIENNES UTILISÉES | | 62 |

| | |
|---|----|
| ANNEXE B | |
| DONNÉES AMÉRICAINES UTILISÉES | 67 |
| RÉFÉRENCES | 74 |

LISTE DES FIGURES

| Figure | Page |
|---|------|
| 2.1 Détermination graphique du nombre de facteurs américains | 25 |
| 2.2 Détermination graphique du nombre de facteurs canadiens | 25 |
| 2.3 Composantes communes et données réelles américaines de 2000T1 à 2011T2 | 28 |
| 2.4 Composantes communes et données réelles canadiennes de 2000T1 à 2011T2 | 30 |
| 3.1 Fonctions de réponses des variables américaines suite à un choc au PIB positif | 39 |
| 3.2 Fonctions de réponses des variables américaines suite à un choc au taux d'intérêt contractionniste | 40 |
| 3.3 Fonctions de réponses des variables américaines suite à un choc de crédit | 41 |
| 3.4 Fonctions de réponses des variables canadiennes suite à un choc au PIB positif | 42 |
| 3.5 Fonctions de réponses des variables canadiennes suite à un choc monétaire contractionniste | 43 |
| 3.6 Fonctions de réponses des variables canadiennes suite à un choc de crédit | 44 |
| 3.7 Fonctions de réponses des variables canadiennes suite à un choc factoriel américain | 45 |

LISTE DES TABLEAUX

| Tableau | Page |
|---|------|
| 2.1 R^2 s de la régression des données réelles américaines sur les composantes communes pour différents sous échantillons | 32 |
| 2.2 R^2 s de la régression des données réelles canadiennes sur les composantes communes pour différents sous échantillons | 34 |
| 2.3 Test de changement de la structure des facteurs pendant la récession de 2007 à 2009 aux États-Unis et au Canada | 35 |
| 3.1 Chocs structurels américains au cours de différentes récessions . . | 48 |
| 3.2 Chocs structurels canadiens au cours de différentes récessions . . . | 51 |
| 3.3 Décomposition de la variance des chocs structurels pour les États-Unis | 53 |
| 3.4 Décomposition de la variance des chocs structurels pour le Canada | 55 |

LISTE DES ABRÉVIATIONS, SIGLES ET ACRONYMES

| | |
|-------|---|
| AIC | Akaike Information Criterion |
| BIC | Bayesian Information Criterion |
| DFM | Modélisation dynamique des facteurs (sigle provenant de l'appellation anglaise) |
| FADL | Représentation vectorielle autorégressive à retards distribués augmentée des facteurs (sigle provenant de l'appellation anglaise) |
| FAVAR | Représentation vectorielle autorégressive augmentée des facteurs (sigle provenant de l'appellation anglaise) |
| FED | Réserve fédérale américaine (acronyme provenant de l'appellation anglaise) |
| PIB | Produit intérieur brut |
| SVAR | Représentation vectorielle autorégressive structurelle (sigle provenant de l'appellation anglaise) |
| VAR | Représentation vectorielle autorégressive (sigle provenant de l'appellation anglaise) |
| VECM | Modèle à correction d'erreurs (sigle provenant de l'appellation anglaise) |

RÉSUMÉ

Ce mémoire examine les dynamiques macroéconomiques de la récession de 2007 à 2009 au Canada et aux États-Unis dans un environnement riche en données. À partir d'un modèle factoriel dynamique (DFM) sur 200 variables macroéconomiques américaines et 125 variables macroéconomiques canadiennes, nous aboutissons à trois principaux résultats. Premièrement, il ressort qu'il y a peu d'évidence que cette récession soit associée à un changement de la structure économique engendrant les conjonctures économiques observées tant au Canada qu'aux États-Unis. Deuxièmement, la récession aux États-Unis est associée au début à des perturbations financières affectant négativement le système des crédits relayées par des chocs au produit intérieur brut négatifs. Cette situation a été aggravée par la politique monétaire américaine qui en raison de la borne inférieure du taux d'intérêt de « zéro » a fait encaisser des chocs monétaires contractionnistes. Troisièmement, la récession au Canada semble être associée aux effets négatifs de l'environnement économique américain au cours de la récession.

Mots clés : Chocs structurels, Modèle vectoriel autorégressif (VAR), Modèle factoriel dynamique (DFM)

INTRODUCTION

La récession économique qui a commencé aux États-Unis au dernier trimestre de 2007 a été sans précédent parmi celles enregistrées après la deuxième guerre mondiale en raison de sa sévérité et de sa durée. Elle est également sans précédent dans ce qui semble être ses sources à savoir : la première baisse persistante à l'échelle nationale des valeurs immobilières depuis la seconde guerre mondiale, un secteur financier qui a été exceptionnellement vulnérable et un effondrement du secteur du crédit. Au Canada, la récession a été relativement « moins longue » qu'aux États-Unis en ce sens qu'elle commence plus tard au dernier trimestre de 2008 et finit plus tôt au deuxième trimestre de 2009. Les événements ayant eu lieu au cours de cette récession ont amené certains économistes à la qualifier de crise économique et financière et le point de vue selon laquelle les récessions financières et la reprise qui s'ensuit sont différentes des récessions « normales » est abordé dans la littérature économique notamment par Reinhart et Rogoff (2009). Dès lors, plusieurs économistes et chercheurs s'emploient désormais à l'implémentation de nouveaux modèles intégrant de façon plus accrue des facteurs financiers afin d'expliquer les fluctuations économiques observées au cours de cette récession. Il se pose la question de savoir quelles sont les causes de cette récession ? Ces causes sont-elles financières ou pas ?

Pour modéliser les fluctuations macroéconomiques et notamment identifier des chocs économiques, les modèles vectoriels autorégressifs (VAR) structurels sont abondamment utilisés dans la littérature économique. Ainsi, par exemple Bernanke et Mihov (1998) identifient les effets des chocs de politique monétaire à

partir d'un VAR structurel comportant certaines variables macroéconomiques et une ou plusieurs variables de politique monétaire. Les VARs présentent néanmoins plusieurs inconvénients dont notamment la prolifération des coefficients et la perte de degré de liberté, ce qui amène les économètres à inclure un strict minimum de variables dans leurs modèles. Les phénomènes économiques étant plus complexes, plusieurs sources affectant plusieurs variables à la fois, les paramètres et les chocs estimés des modèles VAR sont contaminés par un biais dû à des variables omises compte tenu du nombre de variables incluses dans le modèle qui ne concorde pas avec la réalité. D'un autre côté les chercheurs ne s'accordent pas forcément sur les variables devant faire partie du VAR, mais aussi aux restrictions d'identification des chocs sous-jacents afin de refléter les fluctuations économiques réelles.

Depuis quelques décennies, les chercheurs exploitent l'avantage statistique de pouvoir « résumer » un grand nombre de variables en un nombre réduit de séries et le combinent avec les VARs standard. Les recherches dans le domaine de la modélisation dynamique des facteurs (DFM) suggèrent que des informations contenues dans un grand nombre de séries peuvent être utilement résumées dans un nombre relativement petit d'indices ou de facteurs. Ainsi donc, pour $X_t = (X_{1t}, \dots, X_{nt})'$ un vecteur de n ($n \rightarrow \infty$) variables macroéconomiques observées sur $t = 1, \dots, T$ périodes et $F_t = (F_{1t}, \dots, F_{rt})'$ un vecteur de r facteurs inobservés avec r « petit », le DFM exprime chacune des n séries macroéconomiques comme une composante engendrée par les facteurs, plus un terme de perturbation idiosyncrasique e_t à travers la relation suivante : $X_t = \Lambda F_t + e_t$ où Λ est la matrice des coefficients estimés. Les facteurs quant à eux sont modélisés comme un VAR standard à savoir : $F_t = \Phi(L)F_{t-1} + \epsilon_t$ où $\Phi(L)$ est une matrice polynomiale de retards.

Bernanke *et al.* (2005) exploitent un DFM et introduisent les modèles vectoriels autorégressifs augmentés des facteurs (FAVAR) notamment pour identifier les

effets des chocs de politique monétaire sur les variables macroéconomiques. Le FAVAR consiste à implémenter un VAR standard sur des variables macroéconomiques jugées importantes auxquelles on ajoute les facteurs qui sont supposés être à la base des fluctuations économiques. Les variables faisant directement partie du FAVAR sont considérées comme les facteurs observés tandis que les facteurs inobservés sont estimés à l'aide de diverses méthodes économétriques.

Stock et Watson (2012) étudient la récession de 2007-2009 aux États-Unis à partir d'une modélisation dynamique des facteurs (DFM). Ils identifient les effets des chocs structurels de l'économie à partir des variables instrumentales externes qui sont des séries économiques de chocs obtenues à partir d'autres études ou des séries de chocs calculées à partir d'études antérieures. Les effets des chocs ainsi identifiés pourraient être influencés par la méthode de calcul des séries de chocs structurels.

Le présent mémoire propose une analyse empirique de la récession de 2007-2009 au Canada et aux États-Unis en cherchant à déterminer dans quelle mesure elle diffère des autres récessions d'après guerre et à identifier l'effet de différents chocs et leur contribution à la récession. L'étude exploite 200 séries macroéconomiques trimestrielles américaines couvrant la période de 1959T1 à 2011T4 et 125 séries trimestrielles canadiennes allant de 1981T1 à 2012T1. Ces variables couvrent la plupart des domaines de l'activité économique des deux pays notamment l'activité réelle, l'emploi, les prix, l'immobilier, la monnaie et le crédit. En partant d'un modèle vectoriel autorégressif augmenté des facteurs (FAVAR) et en posant des restrictions sur la structure de l'économie, nous nous proposons d'identifier les effets de trois types de chocs à savoir : le choc au PIB, le choc au taux d'intérêt et le choc au crédit qui sont respectivement des chocs orthogonaux sur le PIB, le taux d'intérêt et le *credit spread*. Nous identifions également la contribution de

chaque choc à l'explication de la variance des erreurs des variables économiques importantes notamment l'output.

Il ressort principalement de nos travaux qu'il y a peu d'évidence que la récession de 2007-2009 au Canada et aux États-Unis soit associée à un changement structurel de l'économie donnant naissance à un nouveau facteur qui soit à la base des fluctuations observées. Cette récession semble être déclenchée aux États-Unis par des perturbations financières affectant négativement le marché des crédits relayées par des chocs au PIB adverses. De plus, l'épuisement de la marge de manœuvre de la politique monétaire américaine conventionnelle en lien avec la borne inférieure du taux d'intérêt de « zéro », a possiblement contribué à aggraver la récession à travers des chocs monétaires contractionnistes. La récession au Canada semble être associée aux effets négatifs ou conséquences de la récession aux États-Unis en raison de la proximité et des relations économiques et commerciales étroites entre les deux pays.

Le mémoire est structuré en trois chapitres. Le premier chapitre aborde le cadre théorique et méthodologique de l'étude qui prend en compte la revue de littérature, la méthodologie utilisée et la présentation des données. Le deuxième chapitre est consacré à l'estimation et la présentation des résultats qui abordent principalement un test de changement structurel de la dynamique de l'économie à partir des dates respectives de début de la récession pour chaque pays. Le troisième chapitre identifie et étudie l'impact et la contribution des chocs au PIB, au taux d'intérêt et au crédit sur les variables macroéconomiques majeures notamment le produit intérieur brut, l'emploi, l'inflation pour les deux pays.

CHAPITRE I

CADRE THÉORIQUE ET MÉTHODOLOGIQUE

1.1 Revue de littérature

Dans la littérature économique, l'identification des chocs structurels d'une économie a été fondamentalement influencée par l'importante contribution de Sims (1980) qui soutient que les restrictions « incroyables » qui sous-tendent la structure macroéconomique des modèles des années 1960 à 1970 ne sont pas nécessaires tant pour la prévision que pour certains types d'analyse de politique économique. Sims (1980) propose un système dynamique complètement libre sans contrainte au lieu d'imposer un grand nombre de restrictions d'identification afin de pouvoir estimer les modèles par doubles ou triples moindres carrés. Son idée maîtresse est que l'effet des interventions de politique pourrait être analysé en examinant la représentation moyenne mobile des variables d'intérêts reliées directement aux chocs économiques structurels. L'identification des effets des politiques implique l'identification des chocs structurels de l'économie, ainsi les effets dynamiques de politiques peuvent être calculés comme les fonctions de réponses en inversant la représentation vectorielle autorégressive (VAR) des données en rapport à chaque choc structurel. Les restrictions de la structure dynamique du modèle ne sont plus nécessaires comme c'était le cas, mais plutôt une structuration des variables de façon à déduire les chocs structurels de l'économie à partir des innovations du VAR.

Cette partie reste la plus difficile des modèles vectoriels autorégressifs structurels (SVAR) car d'une part, il faut que les chocs structurels puissent être obtenus théoriquement à partir des innovations et d'autre part, il faut une justification économique convaincante du mécanisme de séparation des chocs structurels des innovations.

Les modèles vectoriels autorégressifs (VARs) structurels sont largement utilisés dans la littérature économique pour modéliser les fluctuations macroéconomiques et notamment pour identifier des chocs économiques. Ainsi par exemple, Bernanke et Blinder (1992) utilisent un modèle VAR pour montrer que le taux d'intérêt de la FED américaine est extrêmement informatif pour la prévision des fluctuations des variables macroéconomiques réelles et qu'il est un bon indicateur de politique monétaire. Sims (1992) quant à lui utilise le taux d'intérêt de court terme dans un modèle VAR comme indicateur de politique monétaire. Bernanke et Mihov (1998) identifient les effets des chocs de politique monétaire à partir d'un VAR structurel comportant certaines variables macroéconomiques et une ou plusieurs variables de politique monétaire.

Les modèles VAR se fondent sur une hypothèse importante selon laquelle il n'y a pas de biais dû aux variables omises. Une omission de variables impliquerait donc que les innovations du VAR ne couvrent pas l'espace des chocs structurels et que ces derniers ne peuvent être déduits des innovations du VAR. Cette difficulté est reconnue comme la source des problèmes pratiques et théoriques des VARs précédents. À partir d'une modélisation VAR, Christiano *et al.* (1998) trouvent dans leur étude que les modèles alternatifs réagissent différemment suite à un même choc : un choc de politique monétaire. Face à cette difficulté, certains chercheurs optent pour augmenter la quantité d'information dans le VAR. Leeper *et al.* (1996) implémentent un VAR de 13 et de 18 variables pour étudier les effets

d'un choc monétaire contractionniste. L'augmentation du nombre de variables dans les VARs crée des complications techniques et conceptuelles notamment la prolifération des coefficients étant donné que le nombre de coefficients augmente au carré selon le nombre de variables dans le système. Pour contourner cette difficulté, Leeper *et al.* (1996) imposent des restrictions bayésiennes, ce qui revient à imposer des restrictions d'identification que les modèles vectoriels autorégressifs étaient supposés éviter.

Pour conserver les degrés de liberté, les modèles VAR standard emploient généralement un maximum de dix variables. Dans la réalité, les banques centrales, les économistes, les chercheurs, etc. utilisent des centaines de variables contenant potentiellement des informations utiles à l'identification des chocs structurels de l'économie. Il apparaît donc que les chocs structurels identifiés à partir de modèles vectoriels autorégressifs contenant relativement peu de variables sont contaminés par un biais dû aux variables omises. Un autre problème est qu'il n'est possible d'avoir les fonctions de réponses que pour les variables qui sont incluses dans les VARs standard.

Les modèles dynamiques de facteurs (DFM) apparaissent utiles pour identifier l'espace des chocs structurels dans un contexte d'environnement riche en données. Cette méthode est basée sur l'approche alternative de « Analyse factorielle dynamique » introduite par John Geweke dans sa thèse de doctorat dirigée par Sims. Les recherches dans ce domaine suggèrent que des informations contenues dans un grand nombre de séries peuvent être utilement résumées dans un nombre relativement petit d'indices ou de facteurs. Les modèles factoriels dynamiques (DFM) se fondent sur l'hypothèse qu'il y a un petit nombre de facteurs dynamiques communs inobservés qui produisent les fluctuations observées dans les séries économiques et que ces facteurs dynamiques communs sont entraînés par

les chocs économiques structurels. Sargent et Sims (1977) concluent que deux facteurs dynamiques peuvent expliquer 80 % ou plus de la variance de variables macroéconomiques importantes dont celles liées à l'emploi, aux prix, etc. Stock et Watson (2002b) utilisent un DFM pour résumer les informations d'un grand nombre de variables à des fins de prévision. Bernanke et Boivin (2003) montrent que l'utilisation des facteurs peut améliorer l'estimation des fonctions de réactions des politiques de la FED américaine.

Le développement des méthodes d'estimation et d'analyse des modèles à facteurs, combiné à l'avantage statistique qu'un nombre relativement petit de facteurs est nécessaire pour expliquer les fluctuations économiques a sans doute motivé les recherches sur l'intégration des méthodes factorielles dans les VARs structurelles notamment pour l'identification de chocs structurels. Selon Bernanke *et al.* (2005), si un petit nombre de facteurs estimés résumant effectivement une grande quantité d'information sur l'économie, la solution naturelle aux problèmes de degré de liberté des modèles vectoriels autorégressifs structurels standard est de les augmenter avec les facteurs, ce qu'ils appellent les modèles vectoriels autorégressifs augmentés des facteurs (FAVAR). L'idée en effet est d'une part de pallier le problème de biais dus aux variables omises des SVARs en ajoutant les facteurs qui sont à même de synthétiser l'information potentiellement utile disponible dans les variables non introduites dans le modèle, et d'autre part de résoudre le problème de perte de degrés de liberté car ces facteurs sont en nombre relativement petit. Bernanke *et al.* (2005) appliquent le FAVAR pour identifier les effets d'une politique monétaire et constatent que l'information qu'il exploite est en effet importante pour bien identifier le mécanisme de transmission monétaire.

Les modèles à facteurs dynamiques ont occupé une place de choix dans la littérature économique depuis lors. Certains chercheurs se sont intéressés à sa for-

malisation théorique et technique ainsi que ses implications, d'autres chercheurs les appliquent à divers fins, d'autres encore se sont attardés sur les méthodes pour son estimation. Entre autres, Stock et Watson (2005) présentent l'histoire des DFMs et procurent un cadre unifié qui explique les implications de l'utilisation des DFMs pour l'analyse des modèles VARs tant dans la prévision que pour l'analyse structurelle. Bai et Ng (2008) abondent dans le même sens en faisant une étude plus technique se focalisant sur les théories économétriques. Ils abordent entre autre comment mener une inférence lorsque des facteurs estimés sont utilisés dans les régressions, comment évaluer la pertinence des variables observées comme substituts des facteurs latents, comment exploiter les facteurs estimés pour des tests de racine unitaire et de tendances communes. Stock et Watson (2002a, 2006) mettent l'accent sur la prévision en présence de nombreux prédictors. Bai et Ng (2002, 2006) se sont intéressés à la détermination du nombre de facteurs nécessaires à inclure dans les modèles, proposent un panel de critères et montrent que le nombre de facteurs peut toujours être estimé par ces critères. Stock et Watson (2011) décrivent de façon détaillée les principaux résultats, les applications et les résultats empiriques et théoriques dans la littérature récente sur les DFMs. Stock et Watson (2012) étudient et expliquent les canaux de la récession de 2007-2009 à partir d'un DFM. Ils identifient les effets des chocs structurels de l'économie à partir des variables instrumentales externes qui sont des séries économiques de chocs calculés par des études réalisées par d'autres auteurs.

Stevanovic (2015) présente un cadre d'analyse des effets dynamiques des chocs structurels sur les variables macroéconomiques à partir des « modèles vectoriels autorégressifs à retards distribués augmentés des facteurs (FADL) ». Le FADL estime d'abord les chocs structurels communs à partir d'un large panel de variables ayant une « structure de facteur fort ». Les fonctions de réponses des différentes variables suite aux chocs sont obtenues en estimant pour chaque variable un modèle

autorégressif auquel on ajoute les retards distribués des chocs communs estimés précédemment. Selon l'auteur, cette approche présente les avantages de faciliter l'imposition des restrictions d'identification des chocs, de permettre aussi l'obtention des fonctions de réponses des variables qui n'ont pas servi à l'estimation des facteurs et de permettre le test des restrictions imposées aux facteurs.

Indépendamment de la méthodologie utilisée, de nombreux auteurs ont étudié la récession de 2007 à 2009 et ont abouti à diverses conclusions. Entre autres, Ng et Wright (2013) étudient des faits du cycle économique en général et mettent l'accent sur la Grande Récession qui selon eux est différente des autres d'après guerre en raison de ses sources liées à des facteurs de désendettement et de marchés financiers. Ils documentent la spécificité de cette récession par rapport à d'autres qui sont motivées par des chocs d'offre ou de politique monétaire et discutent des défis que cela représente pour les chercheurs.

À partir de l'estimation d'un modèle néo keynésien, Ireland (2010) compare la Grande Récession de 2007-2009 aux deux récessions qui l'ont immédiatement précédée, celles de 1990-1991 et 2001. Le modèle caractérise ces trois récessions par quatre chocs à savoir : un choc aux préférences, un choc aux coûts, un choc à la technologie et un choc à la politique monétaire. L'auteur trouve d'une part, que la série de chocs contractionnistes ayant frappé l'économie américaine est la raison de la durée et de la profondeur de la récession de 2007-2009. Il affirme d'autre part, que la borne de zéro du taux d'intérêt nominal a empêché la politique monétaire de jouer son rôle stabilisateur sur l'économie américaine comme il l'avait été précédemment. Par des simulations hypothétiques, il suggère que sans cette contrainte, la production aurait repris plus tôt et plus rapidement en 2009.

Stock et Watson (2012) examinent les dynamiques macroéconomiques de la récession de 2007-2009 aux États-Unis et la lente reprise qui l'a suivie. Ils aboutissent

à trois principales conclusions. Premièrement, ils affirment que les effets nets de l'effondrement de 2007-2009 ont été produits par des chocs macroéconomiques qui sont des versions plus grandes de chocs déjà vécus par le passé, auxquels l'économie a réagi de façon historiquement prédictive. Deuxièmement, les chocs qui ont produit la récession sont principalement associés à des perturbations financières et une incertitude accrue. Pour eux, les chocs pétroliers ont joué un rôle dans le ralentissement initial, mais la politique monétaire a constitué une entrave importante à travers la borne inférieure du taux d'intérêt nominal de zéro (*zero lower bound*). Troisièmement, ils soutiennent que la lente reprise de l'activité économique est en partie due aux chocs de la récession, mais que la lente reprise de l'emploi et de la production est surtout due à un ralentissement séculaire de la tendance de croissance de la main d'œuvre.

Boivin *et al.* (2013) étudient à partir d'un modèle structurel à facteurs les effets dynamiques spécifiques d'un choc de crédit sur l'économie américaine dans un environnement riche en données. Selon eux, les chocs de crédit identifiés et qui sont interprétés comme une détérioration inattendue des conditions du marché de crédit, diminuent les taux sur les titres du Trésor, et causent des ralentissements importants et persistants dans plusieurs secteurs de l'activité économique. Ils trouvent que les chocs de crédit ont joué un rôle important dans la profondeur de la récession de 2007-2009 pour la plupart des variables de l'activité réelle et des prix.

1.2 Données et méthodologie

1.2.1 Méthodologie de l'étude

La cadre méthodologique de l'étude est un modèle à facteurs dynamiques (DFM) dans sa forme de modèle vectoriel autorégressif augmenté des facteurs (FAVAR).

Les DFMs se basent sur une hypothèse importante selon laquelle la macroéconomie est entraînée par une poignée de chocs macroéconomiques inobservés. Il existe aujourd'hui des preuves empiriques considérables qu'un DFM avec un petit nombre de facteurs décrit les comouvements de séries macroéconomiques comme le montre les études citées dans la revue de littérature. Les DFMs sont abondamment utilisés à diverses fins notamment pour la prévision de variables macroéconomiques et l'identification des chocs à travers un FAVAR.

Les comouvements des séries observées provenant des facteurs, il n'est donc pas nécessaire de modéliser la dynamique des variables directement entre eux ; cela évite le problème de prolifération de coefficients rencontré dans les VARs. Les DFMs présentent aussi l'avantage de prendre en compte « toutes les données disponibles », ce qui permet de contourner en grand partie la contamination des chocs structurels par des biais dus aux variables omises.

1.2.1.1 Les modèles factoriels dynamiques (DFM)

Soit $X_t = (X_{1t}, \dots, X_{nt})'$ un vecteur de n variables macroéconomiques observées sur les périodes $t = 1, \dots, T$, où X_{it} représente une série temporelle unique et où toutes les séries ont été stationnarisées et standardisées. Soit $F_t = (F_{1t}, \dots, F_{rt})'$ un vecteur de r facteurs inobservés qui engendrent les fluctuations observées dans l'économie. Le DFM exprime chacune des n séries temporelles comme fonction des facteurs plus un terme idiosyncratique e_{it} :

$$X_t = \Lambda F_t + e_t, \quad (1.1)$$

où $e_t = (e_{1t}, \dots, e_{nt})'$ et Λ est la matrice des coefficients estimés. Le terme ΛF_t appelé « composantes communes » représente les valeurs estimées des séries macroéconomiques à partir des facteurs.

Les facteurs quant à eux sont modélisés comme un VAR standard à savoir :

$$F_t = \Phi(L)F_{t-1} + \epsilon_t \quad (1.2)$$

où $\Phi(L)$ est une matrice polynomiale de retards d'ordre p de dimension $r \times r$ et ϵ_t est un vecteur d'innovations de dimension $r \times 1$. Les facteurs dans l'équation (1.2) étant supposés stationnaires, F_t possède une représentation moyenne mobile $F_t = \tilde{\Phi}(L)\epsilon_t$ qui est utilisée pour obtenir les fonctions de réponses. Les chocs structurels communs sont obtenus après imposition des restrictions d'identification à l'équation (1.2).

Les DFMs présentent l'avantage de permettre d'obtenir les fonctions de réponses de n'importe quelle variable suite aux chocs structurels communs identifiés notamment à travers l'équation suivante :

$$X_t = \Lambda \tilde{\Phi}(L)\epsilon_t + e_t. \quad (1.3)$$

1.2.1.2 Les modèles vectoriels autorégressifs augmentés des facteurs (FAVAR)

Les FAVARs sont une application des DFMs notamment à des fins d'identification des effets de politiques économiques. Ils ont été introduits par Bernanke *et al.* (2005) pour pallier deux problèmes majeurs des VARs à savoir : corriger le biais dû aux variables omises des VARs structurels en ajoutant les facteurs qui sont à même de synthétiser l'information potentiellement utile disponible dans les variables non introduites dans le modèle, et d'autre part de résoudre le problème de perte de degrés de liberté car ces facteurs sont en nombre relativement petit.

En plus du cadre méthodologique des modèles à facteurs dynamiques (DFM) présenté ci-dessus, soit $Y_t = (Y_{1t}, \dots, Y_{mt})'$ un vecteur de m variables macroéconomiques observées supposées ayant des effets majeurs à travers toute l'économie.

Comme dans un VAR standard, on pourrait modéliser l'économie en utilisant uniquement les variables de Y_t . Cependant, des informations économiques additionnelles non entièrement captées par Y_t peuvent être pertinentes pour modéliser la dynamique des données. On suppose que cette information additionnelle peut être résumée par un vecteur de r facteurs inobservés avec r « petit ». Autrement dit, les variables de Y_t sont considérées comme des facteurs observés auxquels on ajoute les facteurs inobservés F_t dans l'implémentation du DFM.

Supposons que la dynamique jointe de $(F_t, Y_t)'$ est donnée par :

$$\begin{bmatrix} F_t \\ Y_t \end{bmatrix} = \Phi(L) \begin{bmatrix} F_{t-1} \\ Y_{t-1} \end{bmatrix} + \nu_t, \quad (1.4)$$

où $\Phi(L)$ une matrice polynomiale de retards d'ordre fini d , $E(\nu_t) = 0$ et $E(\nu_t \nu_t') = \Sigma$. L'équation (1.4) est un VAR standard de $(F_t, Y_t)'$ dénommé ainsi le vecteur autorégressif augmenté des facteurs (FAVAR). Si la vraie dynamique de l'économie est un FAVAR et qu'elle est modélisée comme un VAR standard sur les variables Y_t , il apparaît un biais dû aux facteurs omis.

Comme dans le cas du DFM, les fonctions de réponses de n'importe quelle variable suite aux chocs structurels identifiés peuvent être obtenues à partir des représentations « moyenne mobile » de Y_t et F_t obtenues à partir de l'équation (1.4) introduites dans l'équation (1.5) suivante :

$$X_t = [\Lambda^f, \Lambda^y] \begin{bmatrix} F_t \\ Y_t \end{bmatrix} + e_t \quad (1.5)$$

où la matrice des coefficients estimés $[\Lambda^f, \Lambda^y]$ correspond à Λ de l'équation (1.1).

1.2.1.3 Estimation des facteurs et du DFM

Les modèles dynamiques à facteurs peuvent en principe être estimés directement par un quasi-maximum de vraisemblance contraint, mais compte tenu de la complexité de cette méthode en présence d'un grand nombre de variables comme c'est le cas de cette étude, nous optons pour une estimation en deux étapes à savoir : estimer les facteurs statiques inobservés par composantes principales, et étant donnés les facteurs estimés modéliser la dynamique des facteurs par un VAR.

Les facteurs statiques peuvent être estimés par composantes principales sur les données \tilde{X}_t obtenues par standardisation (centrage et réduction) des variables X_t qui elles ont été transformées au préalable pour les rendre stationnaires. De façon spécifique, l'estimation des facteurs F_t et de Λ résout le problème de minimisation suivant :

$$\min_{F, \Lambda} \frac{1}{NT} \sum_{t=1}^T \left(\tilde{X}_t - \Lambda F_t \right)' \left(\tilde{X}_t - \Lambda F_t \right) \quad (1.6)$$

sujet à la contrainte de normalisation $N^{-1}\Lambda'\Lambda = I_r$ où I_r est la matrice identité de dimension $r \times r$, r étant le nombre de facteurs retenus. La solution de ce problème de minimisation revient à choisir $\hat{\Lambda}$ proportionnel aux vecteurs propres de $\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \tilde{X}_t \tilde{X}_t'$ correspondant à ces r plus grandes valeurs propres. Comme $\hat{\Lambda}'\hat{\Lambda} = NI_r$, il s'ensuit que l'estimateur des moindres carrés de $\hat{F}_t = N^{-1}\hat{\Lambda}'\tilde{X}_t$. Les facteurs estimés obtenus sont modélisés comme un VAR afin d'obtenir les autres paramètres du modèle.

1.2.1.4 Détermination du nombre de facteurs

Le nombre de facteurs statiques à retenir peut être déterminé par plusieurs méthodes. Dans le cadre de cette étude, nous optons pour deux méthodes : l'analyse du diagramme des valeurs propres ou *scree plot* en anglais et l'utilisation du critère

d'information développé par Bai et Ng (2002).

Analyse du diagramme des valeurs propres ou scree plot. Cattell (1966) propose d'étudier la courbe de décroissance des valeurs propres de la matrice de covariance de \tilde{X}_t et d'identifier les « coudes » ou « cassures » signalant un changement de structure. La méthode consiste à retenir dans le modèle les facteurs jusqu'à la « cassure ». Dans le cadre de notre analyse, nous complétons le *scree plot* par un second graphique décrivant l'évolution de l'inertie expliquée par les axes qui est la courbe des valeurs propres cumulées, en pourcentage. Ce dernier graphique met en évidence aussi une « cassure » mais la partie subséquente doit être horizontale, indiquant ainsi un apport négligeable des facteurs restants.

Nombre de facteurs à partir d'un critère d'information. Cette méthode se fonde sur le critère d'information développé par Bai et Ng (2002) qui compare l'avantage d'inclure un facteur supplémentaire contre le coût d'augmentation de variabilité résultant de l'estimation d'un autre paramètre supplémentaire. Le nombre de facteurs retenus est celui qui minimise la vraisemblance ou le logarithme de la somme des carrés pénalisé, et dont la pénalité est une fonction linéaire du nombre de facteurs. Il s'agit de minimiser :

$$IC(r) = \ln V_r(\hat{\Lambda}, \hat{F}) + r * g(N, T) \quad (1.7)$$

où $V_r(\hat{\Lambda}, \hat{F})$ est la fonction objectif des moindres carrés obtenue à l'équation (1.6) évaluée aux estimés $(\hat{\Lambda}, \hat{F})$ et $g(N, T)$ est le facteur de pénalité. Nous optons comme dans Bai et Ng (2002) pour $g(N, T) = (N + T) \ln(\min(N, T))/(NT)$.

1.2.1.5 Identification des chocs structurels

Entre autres objectifs de la présente étude, nous nous proposons d'identifier les effets de trois chocs dans l'économie. De façon spécifique, il s'agit des chocs suivants :

le choc au produit intérieur brut, le choc au taux d'intérêt et le choc au crédit. Ce sont respectivement des chocs orthogonaux sur le PIB, le taux d'intérêt et le *credit spread* et qui peuvent être perçus comme une version modifiée des chocs à la technologie neutre, à la politique monétaire et au crédit généralement rencontrés dans la littérature. La littérature économique aborde abondamment l'étude des chocs technologiques (voir Ireland (2004, 2010); Liu et Phaneuf (2007); Kimball *et al.* (2006); Gali (1999); etc.) et des chocs à la politique monétaire (voir Bernanke et Mihov (1998); Bernanke et Boivin (2003); Bernanke *et al.* (2005); Christiano *et al.* (1998, 2001, 2005); Normandin et Phaneuf (2004); etc.). Le choc de crédit quant à lui a connu un regain d'intérêt dans la recherche de liens entre l'activité réelle et le secteur financier depuis que la récession de 2007-2009 a été associée à de grandes perturbations financières. Il entre dans le cadre d'un courant de recherche plus ou moins récent qui fait suite à la modélisation du secteur financier par Bernanke *et al.* (1999). Cette étude fait un lien entre des imperfections sur le marché du crédit et les fluctuations dans l'activité économique réelle. Les frictions sur le marché du crédit sont généralement approximées dans la littérature par des écarts de crédits ou *credit spread* en anglais¹. Plusieurs études suggèrent que la variabilité de l'output et de beaucoup d'autres variables réelles est en grande partie expliquée par le choc de crédit (Voir Gilchrist *et al.* (2009); Boivin *et al.* (2013)).

Il convient tout de même de noter que la littérature économique contemporaine identifie plusieurs autres chocs comme importants et qui ont été omis dans le cadre de la présente étude surtout pour des raisons de simplicité. On peut citer

1. Ces écarts de crédit sont construits comme une différence entre le taux actuariel entre une obligation d'entreprise et une obligation d'État ayant le même flux financier. Pour de plus amples informations sur la définition et la construction de cette variable, voir Gertler et Lown (1999); Gilchrist *et al.* (2009); Ivaschenko et Chan-Lau (2001); Mueller (2009); Boivin *et al.* (2013).

entre autres les chocs à l'efficience marginale de l'investissement (MEI shocks) et les chocs de nouvelles ou *news shocks* en anglais.

Pour identifier ces chocs, nous utilisons la stratégie de Sims (1980) qui consiste à imposer des restrictions de court terme des chocs sur les facteurs inobservés et observés $(F_t, Y_t)'$ à travers une décomposition de Cholesky sur la matrice de variance covariance des chocs de la forme réduite (équation (1.4)). En effet, la détermination conjointe des effets de plusieurs chocs structurels dans les VARs mais aussi les FAVARs reste un défi, car il faut que les restrictions opérées reflètent les réalités économiques et garantissent l'interprétation des chocs structurels. En raison de ces difficultés et par souci de simplicité, nous optons prudemment pour l'identification des chocs orthogonaux au PIB, au taux d'intérêt et au crédit plutôt que des chocs à la technologie, à la politique monétaire et de crédit.

Les facteurs inobservés et leurs chocs suffisent en principe à eux seuls pour capter l'essentiel des fluctuations des variables macroéconomiques y compris des variables de Y_t . Le but du présent exercice étant d'isoler les effets exclusifs des chocs structurels des variables de Y_t , nous optons pour l'estimation des facteurs qui captent l'information orthogonale à Y_t mais nécessaire pour expliquer la dynamique de l'économie. Dans le cadre de l'identification des chocs structurels, les facteurs utilisés sont donc obtenus par composantes principales sur les résidus de la régression de toutes les variables sur Y_t .

L'ordonnancement des variables est important dans ce type d'identification de chocs structurels et nous procédons de la manière suivante :

- les facteurs sont classés d'abord en premier en commençant par le plus important et ainsi de suite;
- les variables *Produit intérieur brut* (PIB_t), *Taux d'intérêt* (r_t) et *Credit Spread* (CS_t) sont placées dans cet ordre après les facteurs.

L'estimation des facteurs inobservés par composantes principales implique par définition qu'ils sont orthogonaux les uns vis à vis des autres de façon contemporaine, ainsi les ordonner par ordre d'importance c'est-à-dire du premier au dernier cadre bien avec la méthode d'identification adoptée. En optant également pour l'estimation des facteurs latents à partir de l'information contemporaine orthogonale à Y_t , l'ordonnancement des variables de Y_t après les facteurs F_t concorde avec la méthode d'identification. L'ordonnancement des variables de Y_t entre elles tel que présenté concorde bien avec la littérature correspondante. Cette structure récursive stipule d'une part, que le PIB et le taux d'intérêt ne réagissent pas de façon contemporaine au choc de crédit et d'autre part, que le PIB ne réagit pas de façon contemporaine au choc au taux d'intérêt. Par exemple, Boivin *et al.* (2013) adopte une structure récursive similaire dans une spécification imposant que le taux d'inflation, le taux de chômage et le taux d'intérêt ne réagissent pas immédiatement au choc de crédit (voir aussi Gilchrist *et al.* (2009); Boivin *et al.* (2013); Bedock et Stevanovic (2012, 2015)).

Prise en compte de l'environnement économique américain dans le modèle canadien. Plusieurs études suggèrent que les conditions économiques américaines ont un impact important sur l'activité réelle au Canada (voir Klyuev (2008); Barrera et Duttagupta (2010)). Pour prendre en compte cet aspect dans le modèle canadien, nous avons inclus le premier facteur estimé des États-Unis comme facteur observé au Canada. En effet, le premier facteur américain explique la quasi totalité de l'activité réelle dans le pays. Quant à son ordonnancement dans le FAVAR, il est placé en dernière position suggérant donc que les effets des chocs américains prennent un temps pour atteindre le Canada.

1.2.1.6 Décomposition de la variance

Comme dans les VARs standard, il est possible de décomposer dans les modèles à facteurs dynamiques la variance des erreurs suivant les chocs identifiés. La décomposition de la variance cherche à mesurer la proportion de la variance de chaque série qui est produite par un choc structurel spécifique. Comme dans le cas des fonctions de réponses, le FAVAR permet d'avoir la décomposition même pour les variables ne faisant pas partie du VAR de l'équation (1.4). Elle est obtenue à partir de la représentation moyenne mobile du système VAR et de la variance des chocs structurels. Soit $C_t = (F_t, Y_t)'$, la décomposition de la variance de X_{it} relativement à un choc monétaire ϵ_{rt} est :

$$\frac{\Lambda_i \text{var}(C_{t+k} - \hat{C}_{t+k|t} | \epsilon_{rt}) \Lambda_i'}{\Lambda_i \text{var}(C_{t+k} - \hat{C}_{t+k|t}) \Lambda_i'}$$

où Λ_i désigne la $i^{\text{ème}}$ ligne de $\Lambda = [\Lambda^f, \Lambda^y]$ la matrice des coefficients ou *factor loadings*.

1.2.2 Données et transformations

La présente étude exploite 200 séries macroéconomiques trimestrielles américaines² couvrant la période de 1959T1 à 2011T4 et 125 séries trimestrielles canadiennes³ allant de 1981T1 à 2012T1. Ces variables couvrent la plupart des domaines de l'activité économique de chacun des pays à savoir : les comptes nationaux de revenus et de produits; la production industrielle; l'emploi et le chômage; les constructions de maisons; les stocks, les commandes et les ventes; les prix; les

2. Les données américaines sont celles utilisées par Stock et Watson (2012) et ont été obtenues sur le site web de Mark Watson

3. Source : Statistique Canada, CANSIM (Base de données) et Datastream

revenus et la productivité ; les taux d'intérêt ; la monnaie et le crédit ; la richesse ; les prix des logements ; les taux de change ; etc. Toutes les séries ont subi un test préliminaire de valeurs extrêmes, et ensuite ont été transformées pour induire une stationnarité. Elles ont enfin fait l'objet d'un retrait de la tendance.

1.2.2.1 Valeurs extrêmes

Les valeurs extrêmes ou valeurs aberrantes ou encore *outliers* en anglais sont des observations qui se trouvent éloignées des autres observations et qui ont une mauvaise influence sur les résultats obtenus avec ces données. Dans le cadre de cette étude, les *outliers* ont été détectés et remplacés.

1.2.2.2 Stationnarité

La plupart des techniques économétriques d'analyse des séries temporelles sont basées sur des processus stationnaires, c'est-à-dire qui ne varient pas à travers le temps. Autrement, si les séries utilisées ne sont pas stationnaires, les paramètres estimés ne convergent pas vers une constante (une valeur) mais plutôt vers une variable aléatoire et il est impossible de faire de l'inférence. Les séries économiques étant rarement des réalisations issues de processus stationnaires, il convient par un test formel de détecter des éventuelles non stationnarités et stationnariser au besoin les variables avant leur utilisation.

À des fins de comparaison de nos résultats, nous adoptons dans le présent mémoire le mode de stationnarisation de Stock et Watson (2012) à savoir : les variables économiques réelles sont transformées en première différence de logarithme, les prix et les salaires sont transformés en deuxième différence de logarithme, les taux d'intérêt sont transformés en première différence, les autres variables restent en niveau. La liste des variables ainsi que leurs transformations figurent en annexe.

CHAPITRE II

ESTIMATION DU MODÈLE ET RÉSULTATS

2.1 Détails de l'estimation

Les bases de données américaines et canadiennes utilisées contiennent tant des variables agrégées que désagrégées. Pour éviter le double compte, nous utilisons dans le cadre de l'estimation des facteurs et uniquement dans ce cas que les variables désagrégées. Par exemple les variables consommation des biens durables, consommation des biens non durables et services sont utilisées pour estimer les facteurs tandis que la consommation totale n'est pas utilisée. Dans le cadre de l'analyse, par ailleurs tant les variables agrégées que désagrégées ont été utilisées.

Le présent mémoire a entre autres pour objectif d'évaluer tant aux États-Unis qu'au Canada si les causes de la dernière grande récession sont financières ou pas. Autrement dit, nous évaluons dans quelle mesure un « nouveau facteur » soit disant « financier » aurait surgi pour influencer le comportement des variables économiques au début de la récession soit en 2007T4 pour les États-Unis et 2008T4 pour le Canada. À cette fin nous procédons à l'estimation des facteurs par composantes principales telle que présentée à la section 1.2.1.3 mais à partir des données couvrant jusqu'à la veille de la récession¹, soit 2007T3 pour les États-Unis et

1. Stock et Watson (2012) emploient cette méthode pour déterminer si un nouveau facteur

2008T3 pour le Canada. Les facteurs américains ont donc été estimés sur la période de 1959T1 à 2011T2 mais à partir des données de 1959T1 à 2007T3 tandis que les facteurs canadiens ont été estimés sur la période 1981T1 à 2012T1 mais à partir des données de 1981T1 à 2008T3 suivant les étapes suivantes :

- estimation de l'équation (1.1) à partir des données restreintes, c'est-à-dire couvrant jusqu'à la veille de la récession et récupération des coefficients estimés $\hat{\Lambda}$, pour les États-Unis par exemple on estime l'équation

$$X_t^{59-07Q3} = \Lambda^{59-07Q3} F_t^{59-07Q3} + e_t$$

et on récupère $\hat{\Lambda}^{59-07Q3}$;

- estimation des facteurs sur toute la période des données à partir des coefficients estimés $\hat{\Lambda}$ et des variables X_t couvrant toute la période des données en exploitant le fait que $\hat{\Lambda}'\hat{\Lambda} = I$, pour l'exemple des États-Unis on obtient à partir de $\hat{\Lambda}^{59-07Q3}$ et de $X_t^{59-11Q2}$ les facteurs estimés sur $t = 1959T1, \dots, 2001T2$ utilisant les coefficients estimés $\hat{\Lambda}^{59-07Q3}$ suivant :

$$\hat{F}_t^{59-11Q2} = \hat{\Lambda}^{59-07Q3'} X_t^{59-11Q2}.$$

La logique de ce raisonnement se fonde sur l'hypothèse que les paramètres (*loading*) d'estimation des facteurs sont constants avant et après les dates de récession. Si dans la réalité ils avaient changé de façon structurelle, on obtiendrait d'une part que les composantes communes qui sont les estimés ou prévisions des variables à partir des facteurs pré-récession s'écarteraient fortement des vraies valeurs observées pendant la récession, ce qui ferait baisser le R^2 des composantes communes. D'autre part, un test formel de changement structurel des *loading* aux dates de début de récession révélerait un changement structurel important.

a surgi en 2007T4 et serait à la base des fluctuations économiques observées au cours de la dernière grande récession aux États-Unis.

2.1.1 Nombre de facteurs à retenir

La figure 2.1 présente les diagrammes des valeurs propres et de l'inertie expliquée des facteurs américains. On observe notamment avec le *scree plot* un « coude » ou une « cassure » à partir du quatrième facteur. La courbe de l'inertie expliquée ne met pas explicitement en évidence cette cassure et donne plutôt à penser que les ajouts successifs des facteurs sont déterminants dans l'augmentation de la variance expliquée des facteurs. Alternativement, la détermination du nombre de facteurs par le critère d'information développé par Bai et Ng (2002) suggère de retenir pour les États-Unis les *3 premiers facteurs*. Nous retenons néanmoins pour le modèle américain les *6 premiers facteurs*, un choix qui concorde bien avec celui de Stock et Watson (2012). Ce choix s'explique surtout à cause de la structure des données américaines disponibles et de notre volonté d'inclure le plus de variables dans l'estimation des facteurs. Certaines variables ne couvrant pas toute la période de l'échantillon, nous utilisons l'algorithme « *expectation-maximization* » développé par Stock et Watson (2002b) qui peut être utilisé pour estimer les facteurs en résolvant un problème de minimisation itérative jusqu'à convergence en présence de certains cas d'irrégularité des données. Compte tenu de cet état de chose, il est possible que les facteurs estimés s'écartent des vrais facteurs, ce qui biaiserait aussi l'estimation du nombre de facteurs.

Le diagramme des valeurs propres sur les données canadiennes (figure(2.2)) laisse transparaître une cassure au niveau du septième facteur. Le critère d'information de Bai et Ng (2002) suggère de retenir les *six premiers facteurs*. Nous retenons dans le cadre de l'étude les *six premiers facteurs canadiens*.

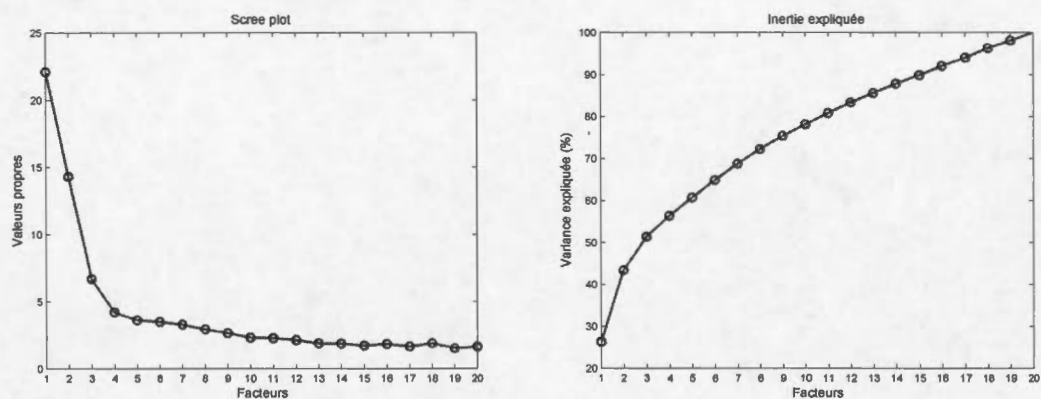


Figure 2.1 Détermination graphique du nombre de facteurs américains

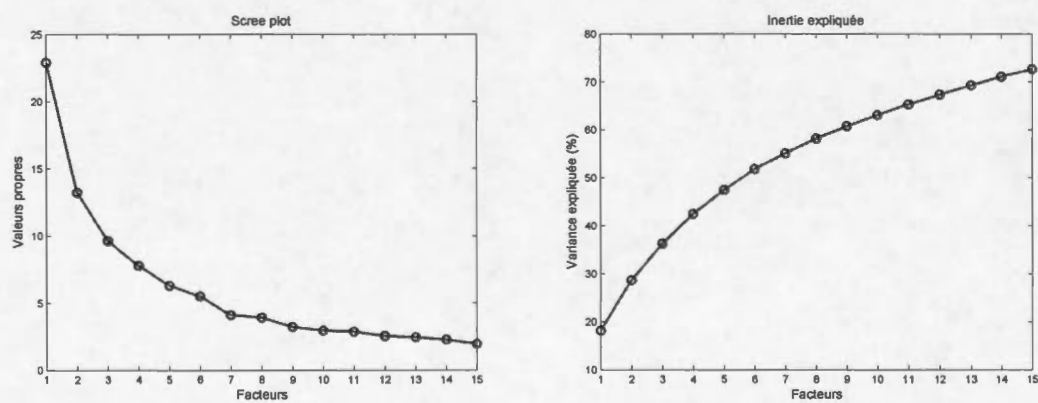


Figure 2.2 Détermination graphique du nombre de facteurs canadiens

2.1.2 Nombre de retards dans le FAVAR

La dynamique des facteurs (inobservés et observés) de chaque pays est obtenue par l'estimation de l'équation (1.4) du FAVAR avec quatre retards pour les États-Unis et cinq retards pour le Canada. Ces choix sont principalement fondés sur les critères d'information d'Akaike (AIC) et de Schwartz (BIC).

2.2 Composantes communes des variables macroéconomiques

Dans cette section, nous calculons les composantes communes des variables et les comparons avec les données réelles observées à travers des graphiques. La capacité des composantes communes à reproduire les données réelles pendant la récession témoigne d'une part de la bonne qualité de l'estimation et d'autre part de l'absence d'un changement de structure dans les facteurs, car bien qu'ayant été estimés avec les données pré-récession, ils expliqueraient bien les variables au cours de la récession.

2.2.1 Pour les États-Unis

La figure 2.3 compare les composantes communes de quelques variables américaines avec les données réelles de 2000T1 à 2011T2. Il convient de rappeler que les composantes communes pour les périodes de récession ont été estimées avec les paramètres obtenus à partir des données pré-récession. Pour rendre les courbes lisses, il a été appliqué à certaines variables les variations annuelles (*four-quarter change*), c'est-à-dire une moyenne annualisée sur quatre trimestres.

Les composantes communes expliquent bien les mouvements de la plupart des 200 séries américaines. Elles prédisent le léger déclin au début de 2008 et le fort déclin durant la période de 2008T4 à 2009 du PIB, de la consommation totale,

de l'investissement fixe non résidentiel, de la production industrielle, de l'emploi. Le modèle prédit également bien la forte baisse de la construction des maisons de 2009 ainsi que les variations de l'inflation, de l'indice S&P500, du BAA Spread qui est une variable de condition de crédit, etc. Quant au taux d'intérêt de la banque centrale américaine, le modèle prédit bien ses variations jusqu'en 2008 mais suggère par la suite que la baisse du taux d'intérêt amorcée depuis 2006 devrait se prolonger jusqu'en 2009 avant de reprendre. La banque centrale a sans doute été contrainte par la borne inférieure de zéro du taux d'intérêt. L'analyse graphique des composantes communes américaines montrent que les facteurs d'avant 2007T4 captent bien les mouvements des valeurs réelles après 2007T4, ce qui suggère probablement qu'il n'y a pas un changement de la structure des facteurs économiques au début de la récession au dernier trimestre de 2007 aux États-Unis.

2.2.2 Pour le Canada

Les facteurs canadiens d'avant la récession (1981T1 à 2008T3) expliquent bien les fluctuations de la plupart des séries économiques canadiennes sur cette période d'estimation mais aussi au delà, comme en témoigne la figure 2.4 qui compare les composantes communes estimées de quelques variables canadiennes avec les données observées entre 2000T1 et 2011T2. En effet, le modèle prédit bien la baisse au dernier trimestre de 2008 et la reprise en 2009 du produit intérieur brut, de la consommation, de l'investissement et de l'emploi. Le modèle procure également un bon ajustement des indices des prix à la consommation et à la production industrielle ainsi que du taux de chômage tant avant que pendant la récession. Quant au taux d'intérêt, le modèle prédit bien la baisse jusqu'au début de 2009 et la hausse subséquente mais suggère une baisse moins forte que celle observée dans les données. Le modèle capte bien les tendances générales sur le marché des crédits. La bonne qualité de l'ajustement des variables canadiennes au cours de

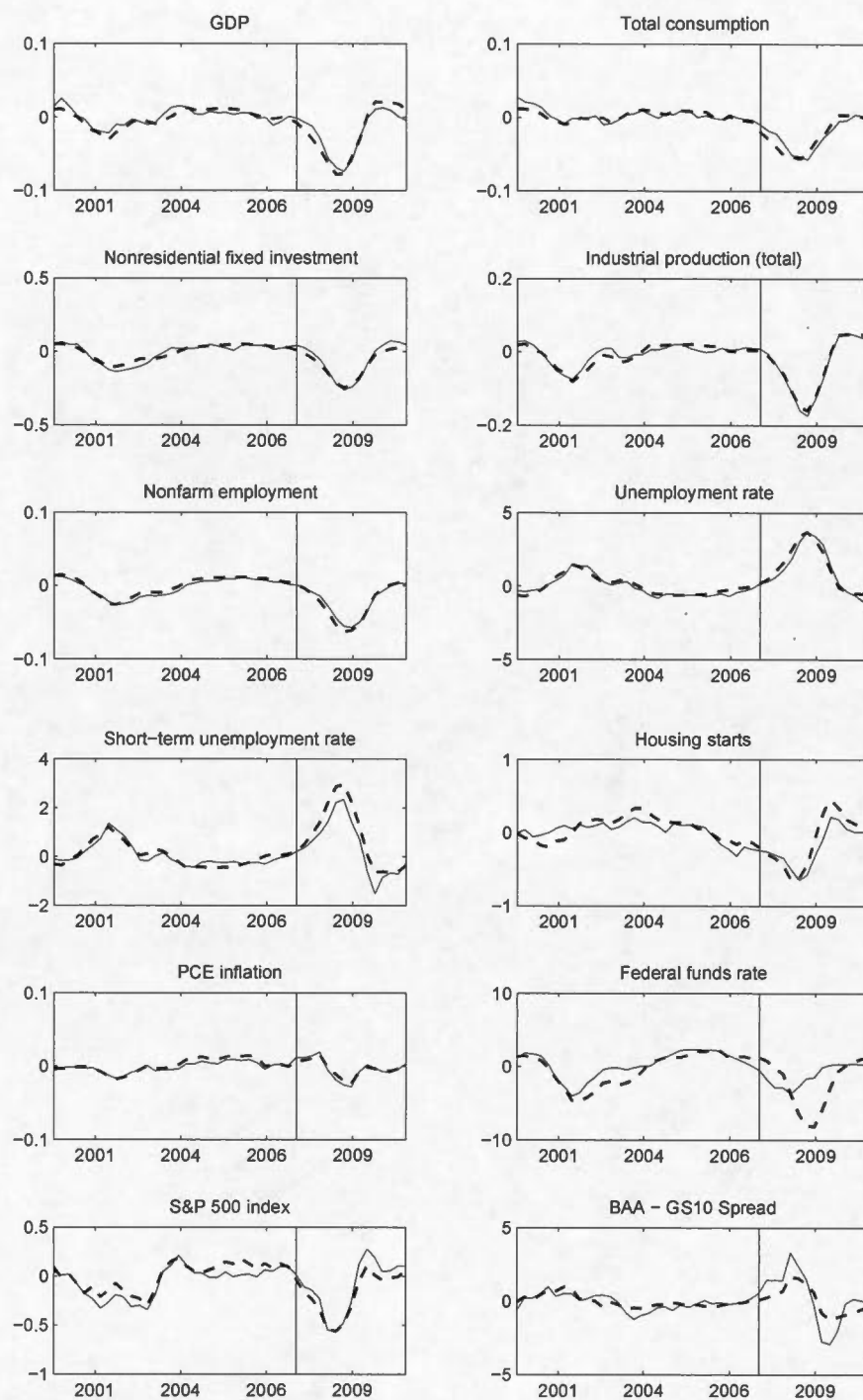


Figure 2.3 Composantes communes et données réelles américaines de 2000T1 à 2011T2

Note : Les courbes en traits continus représentent les données réelles tandis que celles en traits discontinus représentent les valeurs estimées à partir du modèle. Les traits verticaux indiquent la date de 2007T4, début de la récession aux États-Unis.

la récession à partir des facteurs obtenus des données pré-récession suggère qu'il n'y a pas une cassure ou un changement dans la structure des facteurs qui sont à la base des fluctuations économiques au Canada.

2.3 Analyse de changement structurel des facteurs au début de la récession

Cette section investigate quantitativement sur la possibilité que la récession de 2007-2009 mette en exergue une nouvelle dynamique macroéconomique autre que celle observée dans les données pré-récession à travers l'analyse du R^2 des composantes communes et un test formel de changement structurel.

2.3.1 Comparaison des R^2 s des composantes communes

Le bon ajustement des variables américaines par les composantes communes présenté à la figure 2.3 est corroboré par les R^2 s de la régression des données réelles américaines sur les composantes communes calculés au tableau 2.1. Ce sont les R^2 s des composantes communes de 26 séries américaines calculés sur différents sous-échantillons : un sous-échantillon pré-récession de 1959 à 2007T3, un autre sous-échantillon pré-récession de 1984 à 2007T3 et trois sous-échantillons couvrant 15 trimestres commençant chacun au début des trois dernières récessions d'après guerre.

Premièrement, on observe pour la plupart des variables que les R^2 s de la période après 2007T3 sont de la même gamme ou échelle que ceux des récessions qui l'ont précédée. Deuxièmement, les R^2 s d'après 2007T3 de certaines séries sont substantiellement plus grands que leurs moyennes historiques; une explication plausible de l'amélioration de l'ajustement donnée par Stock et Watson (2012) est que les composantes communes estimées pendant la récession à partir des facteurs

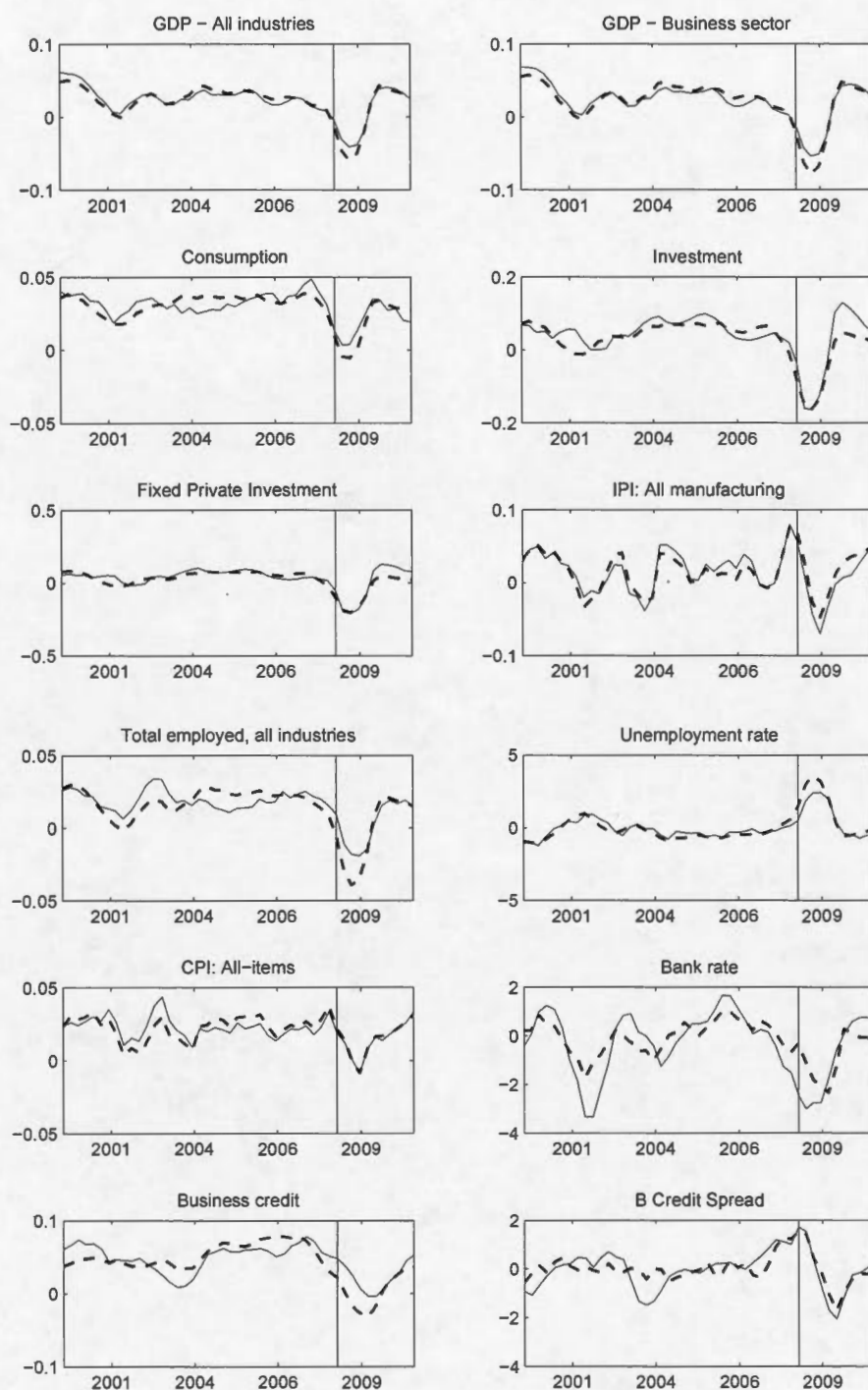


Figure 2.4 Composantes communes et données réelles canadiennes de 2000T1 à 2011T2

Note : Les courbes en traits continus représentent les données réelles tandis que celles en traits discontinus représentent les valeurs estimées à partir du modèle. Les traits verticaux indiquent la date de 2008T4, début de la récession au Canada.

d'avant 2007T4 ont été très grandes de sorte que la part de la variation expliquée (R^2) par les composantes communes augmente.

En somme, plutôt que de baisser, les R^2 s des composantes communes américaines pendant la récession augmentent montrant ainsi que les facteurs estimés à partir des données d'avant 2007T4 captent bien la dynamique d'après 2007T3 et ne présagent pas d'un changement structurel dans la dynamique des facteurs au début de la récession.

Tableau 2.1 R^2 s de la régression des données réelles américaines sur les composantes communes pour différents sous échantillons

| <i>Variables</i> | <i>1959-07Q3</i> | <i>1984-07Q3</i> | <i>R² sur 15 trimestres^a</i> | | |
|---------------------------------|------------------|------------------|--|---------------|---------------|
| | | | <i>1990Q3</i> | <i>2001Q1</i> | <i>2007Q4</i> |
| GDP | 0,66 | 0,54 | 0,89 | 0,85 | 0,91 |
| Total consumption | 0,61 | 0,48 | 0,87 | 0,26 | 0,90 |
| Services consumption | 0,34 | 0,31 | 0,80 | 0,76 | 0,96 |
| Nonresidential fixed investment | 0,63 | 0,56 | 0,75 | 0,84 | 0,95 |
| Industrial production (total) | 0,83 | 0,75 | 0,93 | 0,89 | 0,97 |
| Industrial production (auto) | 0,49 | 0,33 | 0,76 | 0,78 | 0,71 |
| Nonfarm employment | 0,92 | 0,90 | 0,98 | 0,97 | 1,00 |
| Unemployment rate | 0,85 | 0,76 | 0,80 | 0,90 | 0,97 |
| Short-term unemployment rate | 0,82 | 0,70 | 0,89 | 0,89 | 0,92 |
| Long-term unemployment rate | 0,60 | 0,56 | 0,61 | 0,69 | 0,84 |
| Housing starts | 0,58 | 0,43 | 0,88 | 0,35 | 0,88 |
| OFHEO house price index | 0,52 | 0,61 | 0,67 | 0,73 | 0,54 |
| PCE inflation | 0,92 | 0,79 | 0,87 | 0,84 | 0,97 |
| PCE gas and energy inflation | 0,46 | 0,53 | 0,77 | 0,78 | 0,94 |
| Federal funds rate | 0,45 | 0,57 | 0,82 | 0,86 | 0,61 |
| Real monetary base | 0,08 | 0,26 | 0,64 | 0,78 | 0,79 |
| Commercial and industrial loans | 0,45 | 0,63 | 0,66 | 0,64 | 0,90 |
| TED spread | 0,60 | 0,46 | 0,90 | 0,59 | 0,84 |
| Gilchrist-Zakrajsek spread | 0,48 | 0,49 | 0,57 | 0,81 | 0,95 |
| S&P 500 index | 0,73 | 0,72 | 0,91 | 0,92 | 0,95 |
| VIX | 0,40 | 0,50 | 0,93 | 0,84 | 0,98 |
| SLOOS lending standards | 0,62 | 0,36 | 0,94 | 0,79 | 0,85 |
| Net worth to disposable income | 0,23 | 0,40 | 0,74 | 0,64 | 0,68 |
| Liabilities of households | 0,32 | 0,38 | 0,53 | 0,21 | 0,69 |
| BAA - GS10 Spread | 0,70 | 0,74 | 0,35 | 0,86 | 0,97 |
| AAA - GS10 Spread | 0,34 | 0,55 | 0,47 | 0,91 | 0,86 |

a. R²s calculés sur 15 trimestres commençant par les dates de pic indiquées

Le tableau 2.2 présente le R^2 de la régression des données réelles canadiennes sur les composantes communes pour différents sous-échantillons : un sous échantillon

pré-récession couvrant de 1981T1 à 2008T4 et trois sous-échantillons couvrant les 15 trimestres subséquents aux dates de début des trois dernières récession au Canada. À l'image de l'observation faite sur les données des États-Unis, on note dans un premier temps que les R^2 s calculés sur le sous échantillon de la période de la récession de 2007 à 2009 sont de la même échelle que ceux des deux précédentes récessions. Dans un second temps, les R^2 s calculés sur la période de la récession 2007-2009 sont pour la plupart plus grands que ceux obtenus sur la période d'estimation des facteurs. Ces résultats suggèrent à l'instar des États-Unis qu'il n'y a pas eu une modification de la structure des facteurs au début de la récession et qui a pu engendrer les fluctuations observées au cours de la récession au Canada.

Tableau 2.2 R^2 s de la régression des données réelles canadiennes sur les composantes communes pour différents sous échantillons

| Variables | 1981- 2008Q4 | R^2 sur 15 trimestres ^a | | |
|-----------------------------|-----------------|--------------------------------------|--------|--------|
| | | 1981Q3 | 1990Q2 | 2008Q4 |
| GDP - All industries | 0,78 | 0,82 | 0,96 | 0,92 |
| GDP - Business sector | 0,81 | 0,84 | 0,96 | 0,94 |
| Consumption | 0,46 | 0,47 | 0,68 | 0,68 |
| Investment | 0,55 | 0,63 | 0,89 | 0,73 |
| Fixed Private Investment | 0,55 | 0,64 | 0,90 | 0,73 |
| Total employed | 0,79 | 0,79 | 0,95 | 0,93 |
| Unemployment rate | 0,69 | 0,71 | 0,86 | 0,69 |
| Housing starts | 0,40 | 0,36 | 0,27 | 0,33 |
| Building Permits | 0,31 | 0,37 | 0,79 | 0,71 |
| IPI : All manufacturing | 0,82 | 0,82 | 0,88 | 0,67 |
| CPI : All-items | 0,91 | 0,91 | 0,97 | 0,97 |
| Bank rate | 0,80 | 0,78 | 0,95 | 0,83 |
| Residential mortgages | 0,35 | 0,34 | 0,96 | 0,43 |
| Residential mortgage credit | 0,42 | 0,41 | 0,91 | 0,61 |
| Consumer credit | 0,73 | 0,65 | 0,89 | 0,67 |
| Business credit | 0,72 | 0,72 | 0,95 | 0,88 |
| BBB Credit Spread | 0,43 | 0,52 | 0,90 | 0,71 |

a. R^2 s calculés sur 15 trimestres commençant par les dates de pic indiquées

2.3.2 Test formel de changement structurel

Cette section procède à un test formel de changement structurel des facteurs au début de la récession dans les deux pays : il s'agit du test de stabilité de fin d'échantillon d'Andrews (2003) (*End of sample Andrews's stability test*). Ce test est plus approprié compte tenu du contexte, car la date du test divise l'échantillon en deux sous-échantillons dont celui de la fin de période est de petite taille (il s'agit ici de 15 trimestres).

Le test investigate la stabilité des coefficients estimés $\hat{\Lambda}$ de l'équation (1.1) ($X_t = \Lambda F_t + e_t$) sur deux sous échantillons à savoir : le premier sous échantillon pré-récession 2007-2009 et le deuxième sous échantillon couvrant la période de récession sur 15 trimestres après le début de la récession. L'hypothèse nulle H_0 du test est que les paramètres estimés $\hat{\Lambda}$ sont stables à travers les deux sous échantillons contre l'hypothèse alternative H_1 d'une rupture structurelle ou d'un changement des paramètres estimés $\hat{\Lambda}$ entre les deux sous périodes.

Les résultats du test pour les 200 séries américaines et les 125 séries canadiennes sont consignés dans le tableau 2.3 à travers le pourcentage des variables pour lesquelles l'hypothèse H_0 d'absence de changement structurel est rejeté à un seuil d'erreur de 5 %. Pour les États-Unis, H_0 est rejetée pour environ 15 % des variables, alors que cette hypothèse est rejetée pour 9,6 % de toutes les séries canadiennes.

Le faible pourcentage du nombre de rejets pour les deux pays nous procure peu d'évidence d'un changement systématique de la structure des facteurs au début de la récession dans les deux pays. Bien qu'il soit plus évident qu'il n'y a pas de changement structurel dans les facteurs, cette conclusion est néanmoins sujette à une mise en garde car la qualité de l'inférence peut se trouver affectée lorsqu'elle se base seulement sur 15 trimestres d'observations comme c'est le cas ici.

Tableau 2.3 Test de changement de la structure des facteurs pendant la récession de 2007 à 2009 aux États-Unis et au Canada

| <i>Pays</i> | <i>Période pré-récession</i> | <i>Nombre de variables</i> | <i>% de rejet de H_0 (5% d'erreur)</i> |
|-------------------|----------------------------------|--------------------------------|---|
| <i>États-Unis</i> | | | |
| | 1959Q1-2007Q4 | 200 | 14,5 |
| | 1984Q1-2007Q4 | 200 | 14,0 |
| <i>Canada</i> | | | |
| | 1981Q1-2008Q4 | 125 | 9,6 |

2.4 Discussion

Le présent chapitre exploite les facteurs estimés par composantes principales à partir des données pré-récession pour étudier le comportement des variables au cours de la récession. Il en résulte que :

- les composantes communes calculées à partir des données d'avant récession ajustent bien les comportements de la plupart des données réelles pendant la période de récession ;
- le R^2 ou la part expliquée des composantes communes au cours de la récession de 2007-2009 est pour la plupart des variables du même ordre de grandeur que ce qui est observé au cours des récessions précédentes et ;
- un faible pourcentage de variables pour lesquelles les tests de stabilité suggèrent un changement structurel pendant la récession.

Au vu de ces résultats, on retient qu'il y a peu d'évidence d'un changement structurel des facteurs au début de la récession dans les deux pays. Autrement dit, il y a peu d'évidence que la récession de 2007-2009 soit associée à un nouveau facteur soit disant « financier » ou autre.

On note particulièrement pour les États-Unis que les facteurs pré-récession prédisent une baisse plus prononcée du taux d'intérêt que celle observée dans les données réelles au cours de l'année 2008. La borne inférieure de zéro du taux d'intérêt a sans doute été un handicap à cette baisse prédite du modèle.

Pour le Canada, les facteurs pré-récession prédisent une baisse moins prononcée que celle observée dans les données. Il se pose donc la question de savoir pourquoi cette baisse substantielle du taux d'intérêt au Canada n'a pas été suffisante pour empêcher au pays cette récession quoiqu'elle soit beaucoup moins prononcée qu'aux États-Unis.

CHAPITRE III

IDENTIFICATION DES CHOCS STRUCTURELS

Les analyses du chapitre 2 suggèrent que les causes de la récession de 2007-2009 ne sont pas nouvelles ou spécifiques à cette récession. Sous cette hypothèse, nous nous proposons de déterminer les chocs structurels probables à la base. À cet effet, nous identifions les effets de trois types de chocs : un choc au produit intérieur brut, un choc au taux d'intérêt et un choc au crédit. Ce sont respectivement des chocs orthogonaux sur le PIB, le taux d'intérêt et le *credit spread* et qui peuvent être perçus comme une version modifiée des chocs à la technologie neutre, à la politique monétaire et au crédit généralement rencontrés dans la littérature économique.

Le modèle vectoriel autorégressif augmenté des facteurs (FAVAR) implémenté nous a permis, à partir de la méthodologie d'identification décrite à la section 1.2.1.5, d'isoler les chocs structurels pour les deux économies. Le présent chapitre présente les fonctions de réponses de quelques variables macroéconomiques et caractérise les trois dernières récessions par les chocs structurels ayant frappé les deux économies.

3.1 Fonctions de réponses des variables macroéconomiques

Cette section présente les fonctions de réponses de quelques variables macroéconomiques à partir de la spécification retenue. L'objectif de cette section est

d'éprouver la méthodologie d'identification des chocs structurels adoptée et juger de la plausibilité des résultats obtenus. Les résultats obtenus corroborent bien la plupart des tendances généralement acceptées dans la littérature économique (Voir Phaneuf (2014a,b); Christiano *et al.* (1998, 2005); Bernanke *et al.* (2005); Boivin *et al.* (2013); etc.).

Il convient de préciser que les valeurs positives (+) aux chocs au PIB sont expansionnistes ou anti-récessionnistes, tandis que les valeurs positives aux chocs au taux d'intérêt et de crédit sont récessionnistes ou anti-expansionnistes par analogie aux chocs à la technologie, à la politique monétaire et de crédit.

3.1.1 Pour les États-Unis

Choc au PIB. La figure 3.1 présente les fonctions de réponses de quelques variables américaines suite à un choc au PIB positif. Le produit intérieur brut, l'investissement, la consommation, la production industrielle affichent une réponse en forme de cloche suite au choc au PIB. Ils connaissent donc une augmentation progressive suivie d'une baisse. L'emploi répond positivement au dit choc tandis que le taux de chômage, le taux de chômage de court terme et de long terme baissent avant de reprendre après quelques trimestres. Les mises en chantier connaissent une hausse à l'impact et au cours des périodes subséquentes avant de connaître une baisse par la suite. Les prix des maisons répondent à ce choc par une hausse progressive suivie d'une baisse progressive également à travers le temps. Les écarts de crédit (*credit spread*) mesurant les perturbations ou frictions sur le marché du crédit répondent au choc au PIB par une baisse, donc par une amélioration des conditions du marché des crédits.

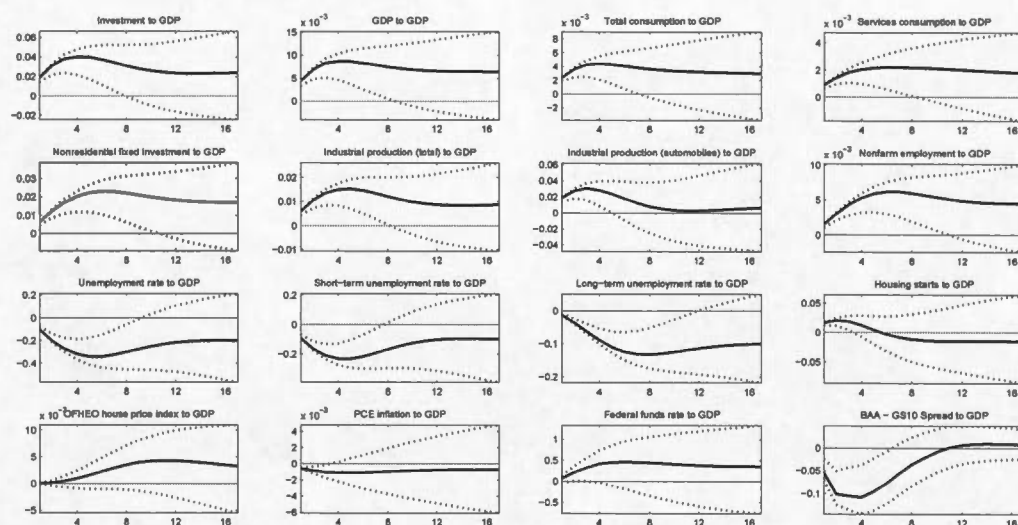


Figure 3.1 Fonctions de réponses des variables américaines suite à un choc au PIB positif

Note : Les courbes en traits continus représentent les fonctions de réponses des variables en-niveau suite à un choc au PIB tandis que les courbes en traits discontinus sont les intervalles de confiance à 90 % calculés par bootstrap de 1000 répétitions.

Choc au taux d'intérêt. La figure 3.2 présente les fonctions de réponses de quelques variables américaines suite à un choc *au taux d'intérêt* restrictif. Elle met en exergue une baisse du produit intérieur brut, de la consommation, de l'investissement, de la production industrielle suivie par une reprise progressive. L'emploi du secteur privé non agricole baisse tandis que le chômage, le chômage de court terme et de long terme augmentent. On remarque aussi l'effet contractionniste d'un choc monétaire positif sur la mise en chantier des maisons. Les écarts de crédit augmentent à travers le temps mettant en exergue une détérioration des conditions du marché de crédit suite à ce choc.

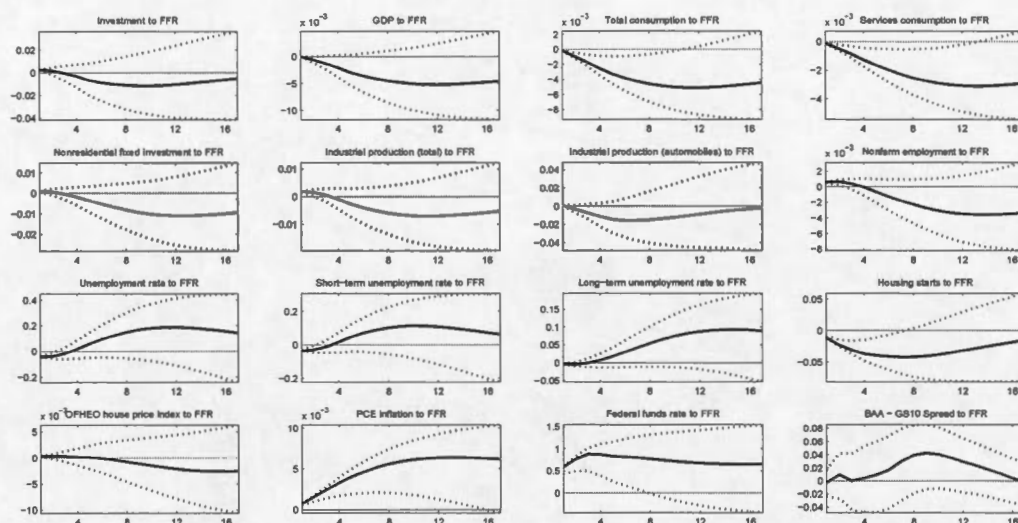


Figure 3.2 Fonctions de réponses des variables américaines suite à un choc au taux d'intérêt contractionniste

Note : Les courbes en traits continus représentent les fonctions de réponses des variables en niveau suite à un choc au taux d'intérêt contractionniste tandis que les courbes en traits discontinus sont les intervalles de confiance à 90 % calculés par bootstrap de 1000 répétitions.

Choc au crédit. La figure 3.3 présente les fonctions de réponses de certaines variables américaines suite à un choc au crédit. Compte tenu de l'amplitude des intervalles de confiance, les variations des fonctions de réponses suite au choc sont peu grandes. Il est quand même perceptible que l'investissement, le produit intérieur brut, la production industrielle connaissent une légère baisse avant de reprendre par la suite. L'emploi du secteur privé non agricole baisse tandis que le taux de chômage augmente. Le taux d'intérêt nominal connaît une légère baisse avant de reprendre au bout de quatre trimestres. Les effets de ce type de choc sont globalement contractionnistes sur l'activité économique.

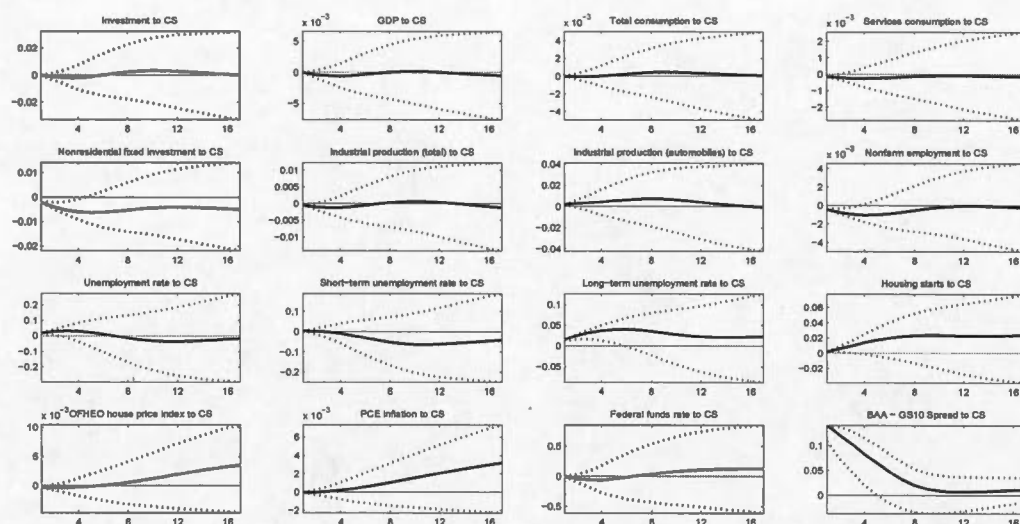


Figure 3.3 Fonctions de réponses des variables américaines suite à un choc de crédit

Note : Les courbes en traits continus représentent les fonctions de réponses des variables en niveau suite à un choc de crédit tandis que les courbes en traits discontinus sont les intervalles de confiance à 90 % calculés par bootstrap de 1000 répétitions.

3.1.2 Pour le Canada

Choc au PIB. La figure 3.4 présente les fonctions de réponses de quelques variables canadiennes suite à un choc au PIB positif. Le produit intérieur brut, l'investissement, la consommation, la production industrielle affichent une réponse en forme de cloche suite à ce choc. Ils connaissent donc une augmentation progressive suivie d'une baisse. L'emploi répond positivement audit choc tandis que le taux de chômage baisse avant de reprendre après quelques trimestres. Les mises en chantier connaissent une hausse à l'impact et au cours des périodes subséquentes avant de connaître une baisse par la suite. Les prix à la consommation connaissent une hausse, de même que les crédits aux consommateurs et aux entreprises tandis que les écarts de crédits réagissent au choc par une baisse.

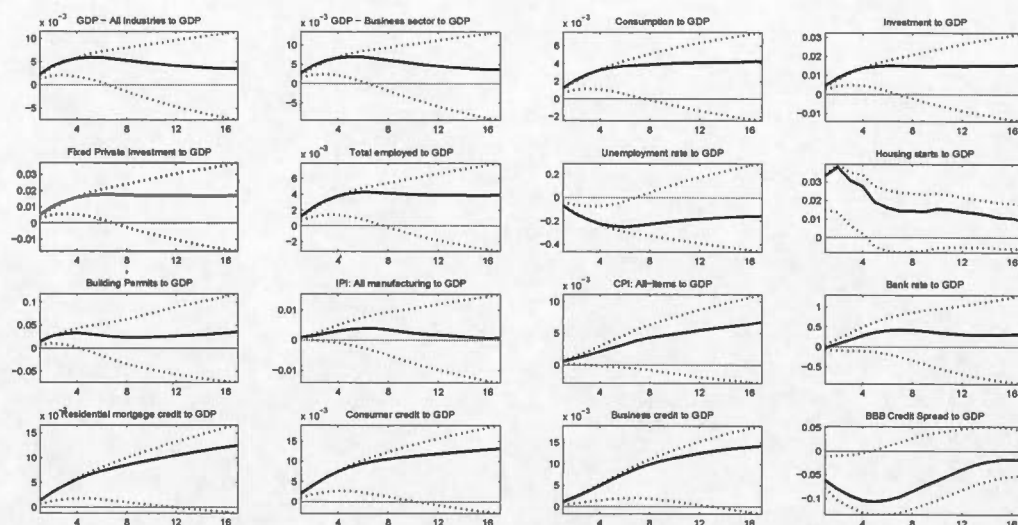


Figure 3.4 Fonctions de réponses des variables canadiennes suite à un choc au PIB positif

Note : Les courbes en traits continus représentent les fonctions de réponses des variables en niveau suite à un choc au PIB tandis que les courbes en traits discontinus sont les intervalles de confiance à 90 % calculés par bootstrap de 1000 répétitions.

Choc au taux d'intérêt. La figure 3.5 présente les fonctions de réponses de quelques variables canadiennes suite à un choc de politique monétaire contractionniste. Elle met en exergue une baisse du produit intérieur brut, de la consommation, de l'investissement, de la production industrielle suivie par une reprise progressive. L'emploi baisse tandis que le chômage augmente. L'indice des prix à la consommation répond par une baisse légère mais progressive à travers le temps. Les crédits aux consommateurs et aux entreprises connaissent également l'effet contractionniste à travers une baisse alors que les écarts de crédits connaissent une hausse synonyme de détérioration des conditions du marché des crédits.

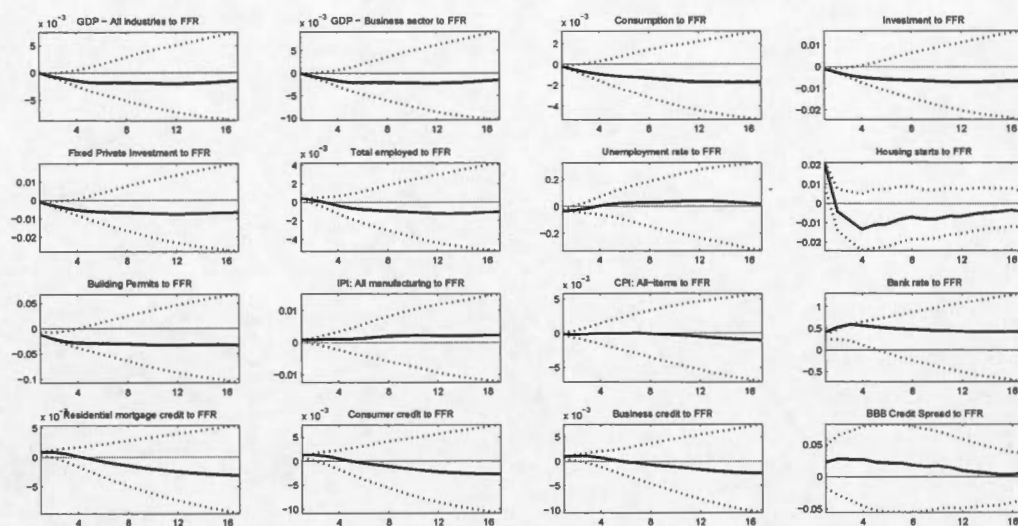


Figure 3.5 Fonctions de réponses des variables canadiennes suite à un choc monétaire contractionniste

Note : Les courbes en traits continus représentent les fonctions de réponses des variables en niveau suite à un choc monétaire contractionniste tandis que les courbes en traits discontinus sont les intervalles de confiance à 90 % calculés par bootstrap de 1000 répétitions.

Choc au crédit. La figure 3.6 présente les fonctions de réponses de quelques variables canadiennes suite à un choc de crédit. Il en ressort que le produit intérieur brut, la consommation, l'investissement baissent progressivement suite à un choc au crédit avant de reprendre par la suite. L'emploi baisse tandis que le taux de chômage augmente. Les mises en chantier ont quant à elles connu une hausse à l'impact suivie d'une baisse progressive. Les écarts de crédits connaissent une hausse à l'impact et une baisse progressive, ce qui se traduit aussi par une baisse progressive des crédits aux consommateurs et aux entreprises. Le choc au crédit a en somme un effet contractionniste sur l'activité économique.

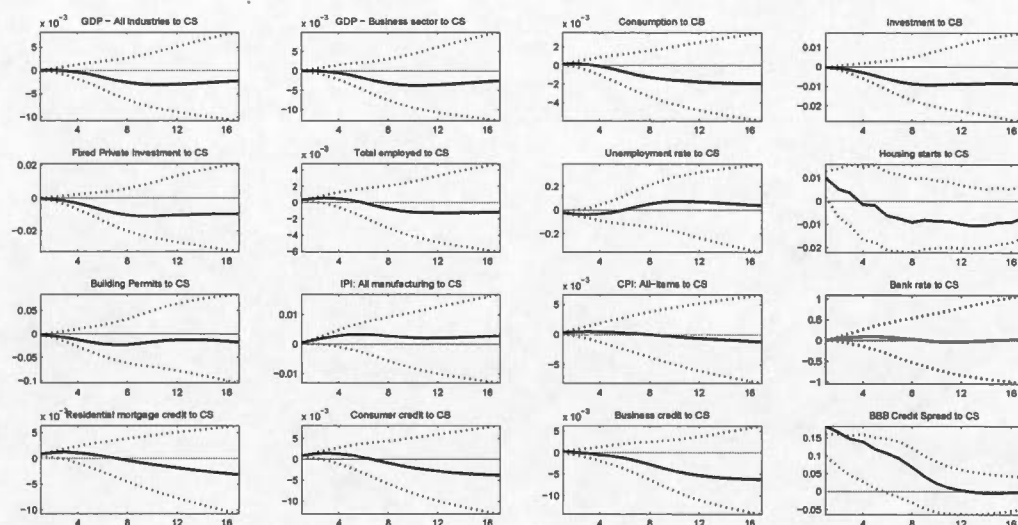


Figure 3.6 Fonctions de réponses des variables canadiennes suite à un choc de crédit

Note : Les courbes en traits continus représentent les fonctions de réponses des variables en niveau suite à un choc de crédit tandis que les courbes en traits discontinus sont les intervalles de confiance à 90 % calculés par bootstrap de 1000 répétitions.

Choc factoriel américain. Comme présenté dans la méthodologie, le premier facteur américain a été inclus dans le modèle canadien afin de capter les effets éventuels de l'économie américaine voisine sur celle du Canada. La figure 3.7 présente les effets d'un choc au premier facteur américain sur les données canadiennes. Cette section ne tente pas de donner une interprétation économique aux chocs factoriels américains sur les séries canadiennes mais a pour principal but de mettre en exergue l'existence d'un impact non nul des facteurs américains sur l'économie canadienne. En effet, la plupart des variables canadiennes affichées dans la figure répondent par une augmentation ou une diminution, autrement dit un choc américain aurait des effets sur les variables canadiennes. On note tout de même, à partir du modèle, qu'un tel choc semble ne pas avoir un effet ou a plutôt un effet quasi nul sur le taux d'intérêt nominal au Canada.

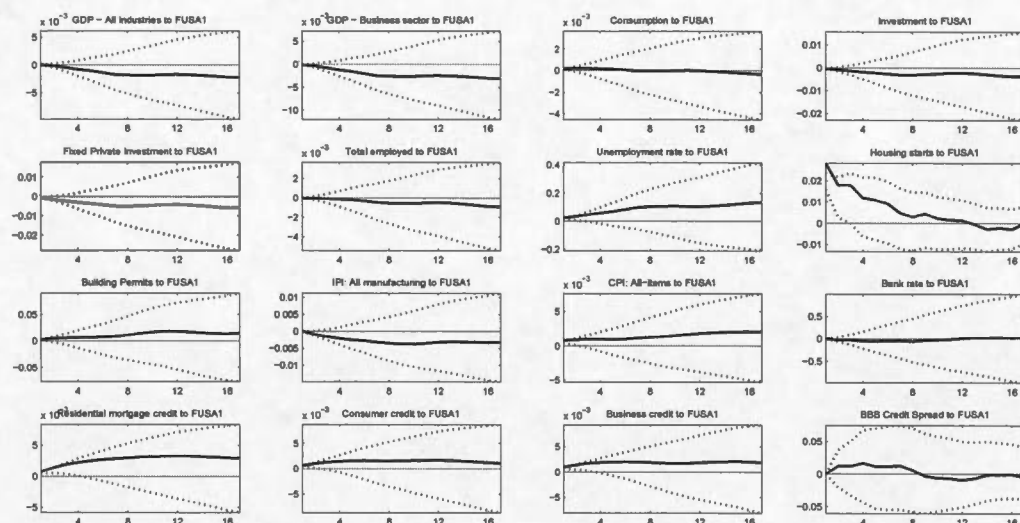


Figure 3.7 Fonctions de réponses des variables canadiennes suite à un choc factoriel américain

Note : Les courbes en traits continus représentent les fonctions de réponses des variables en niveau suite à un choc factoriel américain contractionniste tandis que les courbes en traits discontinus sont les intervalles de confiance à 90 % calculés par bootstrap de 1000 répétitions.

3.2 Analyse structurelle des différentes récessions sur l'échantillon couvert

3.2.1 Caractérisation des récessions

Cette section caractérise les dernières récessions économiques par les effets des chocs structurels identifiés qui ont frappé les économies étudiées sans pour autant donner des significations factuelles de ces effets. À partir du modèle utilisé et de la méthodologie d'identification retenue, nous estimons les impacts des trois types de chocs économiques structurels retenus dans le cadre de ce travail afin de faire des analyses plus détaillées.

Il convient de préciser que les valeurs positives (+) aux chocs au PIB sont ex-

pansionnistes ou anti-récessionnistes, tandis que les valeurs positives aux chocs au taux d'intérêt et de crédit sont récessionnistes ou anti-expansionnistes par analogie aux chocs à la technologie, à la politique monétaire et de crédit (voir tableau 3.1 et tableau 3.2).

3.2.1.1 Pour les États-Unis

Le tableau 3.1 présente les effets des chocs au PIB, au taux d'intérêt et au crédit sur l'économie américaine pendant les trois dernières récessions qu'elle a connues.

Récession de 1990-1991. Au cours de cette récession, l'économie américaine semble avoir été frappée principalement par des chocs adverses au PIB. Parallèlement une série de chocs monétaires expansionnistes (valeurs négatives) ont également frappé l'économie. Les valeurs négatives du choc monétaire traduisent une baisse du taux d'intérêt nominal, instrument par excellence de politique monétaire de la banque centrale afin de stimuler l'économie. La séquence des chocs monétaires expansionnistes alignés témoignent de la volonté de la banque centrale américaine à aider l'économie à sortir de la récession.

Récession de 2001. Cette récession n'était pas aussi profonde que la précédente et était probablement moins longue. Ce sont les chocs au PIB adverses qui semblent être la caractéristique principale quoiqu'on note deux trimestres de chocs au crédit contractionnistes au début de l'année 2001. On note à l'instar de la récession passée, une réaction logique de la FED américaine à travers des chocs monétaires expansionnistes. De façon particulière, la taille du choc monétaire en 2001T2 est parmi les plus élevées à travers les trois récessions caractérisées. La banque centrale a donc énergiquement contribué à combattre la récession par des chocs monétaires expansionnistes.

Récession de 2007-2009. Cette récession semble être globalement caractérisée

par des chocs au PIB plutôt positifs. Les cinq premiers trimestres de la récession ont été marqués par des chocs de crédit adverses. Dans un premier temps, on observe une réaction logique de la banque centrale à travers une séquence de chocs monétaires expansionnistes (anti-récessionnistes) au premier et au deuxième trimestre de 2008.

Pendant que la récession battait son plein, l'économie enregistre une succession de cinq chocs monétaires récessionnistes pas des moindres de 2008T3 à 2009T3. Il paraît contradictoire qu'en pleine récession économique, la banque centrale américaine opte pour aggraver la récession. Cette triste conjoncture d'évènements s'expliquerait très probablement par la borne inférieure de « zéro » du taux d'intérêt nominal.

En effet, dans le contexte de cette récession, la banque centrale américaine a réagi par des chocs monétaires expansionnistes mais a très vite épuisé la marge de manœuvre de son outil de politique et s'est très tôt retrouvée à la limite inférieure de zéro encaissant désormais des chocs plutôt contractionnistes. En vertu d'une règle de Taylor, le taux d'intérêt nominal aurait dû être négatif à partir de 2008T3 et l'aurait resté jusqu'en fin 2009 (voir figure 2.3).

En définitive, au cours de cette récession, l'économie américaine a connu des effets cumulés de chocs au PIB positifs donc expansionnistes (+0,0098), des effets cumulés de chocs au crédit adverses ou récessionnistes (+0,0069), et des effets cumulés de chocs monétaires récessionnistes ou positives (+0,0418). Au lieu d'être l'outil utilisé pour combattre la récession, la politique monétaire y aurait activement contribué, ce qui serait sans doute la cause de la plus longue durée et de la sévérité qui particularisent cette récession aux États-Unis.

Tableau 3.1 Chocs structurels américains au cours de différentes récessions

| <i>Date</i> | <i>Chocs structurels</i> | | |
|------------------------|--------------------------|-----------------------|-----------------------|
| | <i>Choc au PIB</i> | <i>Choc monétaire</i> | <i>Choc de crédit</i> |
| Récession de 1990-1991 | | | |
| 1990 :3 | −0,0042 | −0,0016 | −0,0017 |
| 1990 :4 | −0,0117 | +0,0014 | +0,0084 |
| 1991 :1 | −0,0126 | −0,0075 | −0,0118 |
| 1991 :2 | +0,0072 | −0,0185 | +0,0007 |
| 1991 :3 | −0,0050 | −0,0071 | +0,0006 |
| 1991 :4 | −0,0170 | +0,0024 | −0,0049 |
| 1992 :1 | −0,0052 | −0,0042 | −0,0038 |
| 1992 :2 | −0,0064 | +0,0016 | +0,0003 |
| 1992 :3 | +0,0039 | −0,0005 | +0,0053 |
| Récession de 2001 | | | |
| 2001 :1 | −0,0051 | +0,0000 | +0,0038 |
| 2001 :2 | −0,0033 | −0,0187 | +0,0016 |
| 2001 :3 | −0,0094 | +0,0002 | −0,0071 |
| 2001 :4 | −0,0120 | −0,0093 | −0,0028 |
| 2002 :1 | −0,0032 | +0,0073 | −0,0062 |
| 2002 :2 | −0,0088 | +0,0130 | −0,0022 |
| 2002 :3 | +0,0026 | +0,0159 | +0,0002 |
| 2002 :4 | −0,0021 | +0,0081 | +0,0164 |
| 2003 :1 | −0,0096 | +0,0036 | −0,0131 |
| Récession de 2007-2009 | | | |
| 2007 :4 | +0,0020 | +0,0078 | +0,0001 |
| 2008 :1 | +0,0042 | −0,0065 | +0,0013 |
| 2008 :2 | +0,0041 | −0,0082 | +0,0080 |
| 2008 :3 | −0,0164 | +0,0034 | −0,0104 |
| 2008 :4 | +0,0030 | +0,0084 | +0,0173 |
| 2009 :1 | −0,0023 | +0,0280 | −0,0064 |
| 2009 :2 | +0,0085 | +0,0037 | −0,0006 |
| 2009 :3 | +0,0123 | +0,0093 | −0,0161 |
| 2009 :4 | −0,0056 | −0,0041 | +0,0136 |

3.2.1.2 Pour le Canada

Le tableau 3.2 présente les effets des chocs au PIB, à la politique monétaire, au crédit et d'un choc américain sur l'économie canadienne au cours des deux dernières récessions qu'elle a connues.

Récession de 1990-1992. Elle a été marquée principalement par des chocs adverses au produit intérieur brut. On assiste à une réaction logique de la banque centrale canadienne à travers les chocs monétaires expansionnistes encaissés. En effet, 6 des 10 trimestres de la récession ont été marqués par des chocs monétaires expansionnistes.

L'économie canadienne aurait sans doute été aidée à sortir de cette récession par les efforts de sortie de crise et la reprise économique aux États-Unis. Sans pour autant donner une interprétation ou un sens économique ou factuel aux estimés des chocs américains sur l'économie canadienne, on remarque tout de même à partir de la figure 3.7 qu'un choc factoriel américain positif fait baisser le *Produit Intérieur Brut*, *l'Investissement*, *l'Emploi* tandis qu'il fait monter le *chômage*. Il a donc un effet récessionniste. En rapport à cet effet du choc factoriel américain, on remarque que pendant les 5 trimestres avant la fin de la récession, l'économie canadienne a enregistré 4 trimestres de chocs factoriels américains plutôt expansionnistes favorisant probablement la sortie de récession. De plus, les conditions du marché de crédits semblent favorables avec des effets cumulés de chocs plutôt expansionnistes sur la période.

Récession de 2007-2009. La récession de 2007-2009 au Canada a été peu sévère et moins longue qu'aux États-Unis. En effet, elle a débuté au quatrième trimestre de 2008 et a pris fin au deuxième trimestre de 2009¹.

1. Source : <https://www.cdhowe.org/c-d-howe-institute-business-cycle-council-issues->

On peut remarquer que, bien que n'étant pas en récession avant 2008T4, l'économie a tout de même été frappée au cours de la période par des chocs au PIB adverses, des chocs de crédits défavorables (2007T4-2008T1), mais aussi par des chocs factoriels américains plutôt récessionnistes. La Banque du Canada aurait anticipé la contamination de son économie en faisant encaisser des chocs monétaires expansionnistes. Ce qui corrobore bien les prédictions du modèle selon le fait que la Banque du Canada a baissé son taux d'intérêt plus qu'il n'en faut.

Quant à la récession proprement dite (2008T4 à 2009T2), elle est plutôt marquée au Canada par des effets cumulés d'un choc au PIB positif donc expansionniste, des effets d'un choc de crédit plutôt favorable et des chocs monétaires également expansionnistes. D'un autre côté, l'économie a plutôt enregistré des chocs au facteur américain contractionnistes. Il semble que les conditions économiques aux États-Unis voisins ont contaminé l'économie canadienne quand bien même elle n'a pas été littéralement contrainte par la borne inférieure de « zéro » du taux d'intérêt.

Tableau 3.2 Chocs structurels canadiens au cours de différentes récessions

| <i>Date</i> | <i>Chocs structurels</i> | | | |
|------------------------|--------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | <i>Choc au PIB</i> | <i>Choc monétaire</i> | <i>Choc de crédit</i> | <i>Choc américain</i> |
| Récession de 1990-1992 | | | | |
| 1990 :1 | +0,0169 | +0,0128 | +0,0014 | −0,0001 |
| 1990 :2 | −0,0376 | −0,0070 | −0,0084 | −0,0181 |
| 1990 :3 | −0,0106 | +0,0095 | +0,0012 | −0,0044 |
| 1990 :4 | −0,0137 | −0,0075 | −0,0116 | +0,0156 |
| 1991 :1 | −0,0006 | −0,0201 | −0,0003 | +0,0076 |
| 1991 :2 | +0,0056 | +0,0176 | −0,0003 | −0,0064 |
| 1991 :3 | −0,0158 | −0,0012 | +0,0002 | −0,0124 |
| 1991 :4 | −0,0132 | −0,0005 | −0,0141 | +0,0008 |
| 1992 :1 | −0,0055 | +0,0060 | +0,0038 | −0,0056 |
| 1992 :2 | −0,0069 | −0,0061 | −0,0104 | −0,0213 |
| Récession de 2007-2009 | | | | |
| 2007 :4 | −0,0164 | +0,0016 | +0,0106 | +0,0118 |
| 2008 :1 | −0,0066 | −0,0063 | +0,0159 | +0,0063 |
| 2008 :2 | −0,0115 | −0,0019 | −0,0008 | +0,0109 |
| 2008 :3 | +0,0013 | +0,0040 | −0,0136 | +0,0022 |
| 2008 :4 | +0,0098 | −0,0012 | +0,0092 | +0,0075 |
| 2009 :1 | −0,0153 | −0,0011 | −0,0079 | +0,0133 |
| 2009 :2 | +0,0140 | +0,0092 | −0,0031 | +0,0044 |

3.2.2 Importance des chocs structurelles

Nous investiguons à présent sur l'importance des chocs structurels dans l'explication de quelques variables macroéconomiques importantes à travers la décomposition de la variance des erreurs. Il s'agit dans le présent contexte, en s'appuyant sur le modèle estimé de calculer pour les facteurs observés, le pourcentage de l'erreur de prévision imputable à chaque type de choc retenu pour différents horizons prévisionnels. Plus l'horizon est court, plus les pourcentages révèlent les effets immédiats des différents types de chocs.

3.2.2.1 Pour les États-Unis

Le tableau 3.3 présente la décomposition de la variance du *Produit intérieur brut*, de l'*Investissement*, du *Taux d'intérêt nominal* et des *Écarts de crédit* due aux trois chocs exogènes retenus dans le cadre du modèle américain pour différents horizons temporels.

Le choc au PIB apparaît comme le plus déterminant dans les fluctuations du *Produit intérieur brut* américain avec une part expliquée de 56 % à l'impact et d'environ 35 % à partir du quatrième trimestre et au delà. Il est suivi par le choc au taux d'intérêt qui représente environ 8 % de part expliquée au-delà de 4 trimestres. Le choc de crédit explique une très faible part des mouvements du *PIB* avec une variance expliquée de moins de 2 % à travers le temps.

Les fluctuations de l'investissement sont principalement entraînées par le choc au PIB avec une part expliquée de 36 % environ à partir d'un horizon de quatre trimestres et au delà. Le choc à la politique monétaire explique environ 8 % des fluctuations de l'investissement tandis que le choc de crédit explique une très faible part de moins de 2 % à travers le temps.

Le choc à la politique monétaire apparaît comme le plus explicatif des fluctuations du taux d'intérêt nominal avec une part expliquée d'environ 45 % à partir d'un horizon de 4 trimestres. Le choc au PIB et le choc de crédit en expliquent respectivement 12 % et 3 % environ.

Le choc de crédit explique à l'impact la plus grande part des fluctuations des écarts de crédit (30,4 %) même si cette part s'estompe rapidement pour atteindre 18 % à l'horizon de quatre trimestres. À partir de cet horizon, le choc au PIB semble avoir un pouvoir explicatif plus élevé que le choc de crédit.

Tableau 3.3 Décomposition de la variance des chocs structurels pour les États-Unis

| <i>Horizon</i> | <i>Pourcentage de la variance (%)</i> | | |
|------------------------|---------------------------------------|-----------------------|-----------------------|
| | <i>Choc au PIB</i> | <i>Choc monétaire</i> | <i>Choc de crédit</i> |
| Produit intérieur brut | | | |
| 0 | 56,0 | 0,0 | 0,0 |
| 1 | 47,0 | 0,1 | 1,8 |
| 4 | 37,3 | 8,1 | 1,4 |
| 8 | 35,8 | 8,7 | 1,5 |
| 12 | 35,1 | 8,5 | 1,5 |
| 16 | 34,7 | 8,6 | 1,6 |
| Investissement | | | |
| 0 | 48,7 | 1,0 | 0,0 |
| 1 | 41,5 | 1,5 | 1,6 |
| 4 | 36,2 | 8,4 | 1,3 |
| 8 | 36,8 | 8,0 | 1,6 |
| 12 | 35,8 | 7,8 | 1,6 |
| 16 | 35,3 | 8,0 | 1,6 |
| Taux d'intérêt nominal | | | |
| 0 | 0,9 | 71,8 | 0,0 |
| 1 | 13,5 | 52,5 | 3,0 |
| 4 | 12,6 | 45,7 | 2,6 |
| 8 | 12,3 | 44,0 | 2,9 |
| 12 | 12,3 | 43,8 | 2,9 |
| 16 | 12,2 | 43,8 | 2,9 |
| Écarts de crédit | | | |
| 0 | 4,7 | 0,0 | 30,4 |
| 1 | 13,2 | 0,2 | 23,9 |
| 4 | 19,1 | 0,3 | 18,2 |
| 8 | 18,1 | 2,1 | 15,5 |
| 12 | 17,2 | 3,0 | 14,7 |
| 16 | 16,9 | 3,0 | 14,4 |

En définitive, les mouvements du *produit intérieur brut* américain sont le moins entraînés par le choc de crédit avec une part expliquée de moins de 2%. De plus, pour la plupart des variables, les trois chocs réunis expliquent entre 45 % et 55 % de leurs fluctuations à un horizon de 4 trimestres, la part restante étant

attribuée aux chocs factoriels communs liés aux résidus factoriels orthogonaux à l'espace engendré par les facteurs observés qui sont *le produit intérieur brut, le taux d'intérêt nominal et les écarts de crédits*.

3.2.2.2 Pour le Canada

Le tableau 3.4 présente la décomposition de la variance du *Produit intérieur brut, de l'Investissement, du Taux d'intérêt nominal et des Écarts de crédit* due aux quatre chocs exogènes retenus dans le cadre du modèle canadien pour différents horizons temporels.

Les fluctuations du *PIB* canadien sont principalement entraînées par des chocs au PIB. Le choc au taux d'intérêt, le choc de crédit et le choc factoriel américain ont des effets plus ou moins déterminants notamment à partir d'un horizon de 4 trimestres. En effet, leur part relative à la part totale expliquée des quatre chocs restent tout de même importante. Il convient de faire remarquer ici que la part explicative du choc factoriel américain avoisine celles du choc à la politique monétaire canadienne et du choc de crédit.

L'investissement canadien est principalement expliqué par le choc au PIB avec une part expliquée de 27 % environ sur un horizon de quatre trimestres. Les chocs affectant les conditions du marché des crédits semblent influencer doublement l'investissement canadien qu'un choc monétaire notamment à partir d'un horizon de 4 périodes.

Quant au taux d'intérêt nominal, ses fluctuations sont principalement dues au choc à la politique monétaire et ensuite au choc au PIB. Le choc au crédit explique la plus petite part avec un pourcentage de 3,5 % environ au-delà de quatre trimestres.

Le choc au PIB explique une part substantielle des écarts de crédits tandis que

les chocs monétaire et au facteur américain en expliquent des parts très faibles.

Tableau 3.4 Décomposition de la variance des chocs structurels pour le Canada

| <i>Horizon</i> | <i>Pourcentage de la variance (%)</i> | | | |
|------------------------|---------------------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | <i>Choc au PIB</i> | <i>Choc monétaire</i> | <i>Choc de crédit</i> | <i>Choc américain</i> |
| Produit intérieur brut | | | | |
| 0 | 48,4 | 0,0 | 0,0 | 0,0 |
| 1 | 49,3 | 3,8 | 0,4 | 3,4 |
| 4 | 29,9 | 7,0 | 3,1 | 5,6 |
| 8 | 25,6 | 6,1 | 6,8 | 5,1 |
| 12 | 25,0 | 5,9 | 6,5 | 4,9 |
| 16 | 24,5 | 6,0 | 6,6 | 5,3 |
| Investissement | | | | |
| 0 | 39,3 | 1,8 | 0,1 | 0,3 |
| 1 | 44,7 | 7,5 | 1,8 | 1,1 |
| 4 | 27,8 | 5,2 | 3,1 | 1,7 |
| 8 | 22,9 | 4,4 | 8,2 | 1,6 |
| 12 | 22,3 | 4,4 | 8,1 | 2,0 |
| 16 | 22,0 | 4,5 | 7,9 | 2,5 |
| Taux d'intérêt nominal | | | | |
| 0 | 0,4 | 74,7 | 0,0 | 0,0 |
| 1 | 12,4 | 53,1 | 2,2 | 0,4 |
| 4 | 17,2 | 39,1 | 2,7 | 2,3 |
| 8 | 15,6 | 33,5 | 3,4 | 4,2 |
| 12 | 15,5 | 32,1 | 3,4 | 4,5 |
| 16 | 15,4 | 31,8 | 3,6 | 4,8 |
| Écarts de crédits | | | | |
| 0 | 7,3 | 1,0 | 63,6 | 0,0 |
| 1 | 7,8 | 1,3 | 53,4 | 0,7 |
| 4 | 13,8 | 1,1 | 34,3 | 0,4 |
| 8 | 16,9 | 1,2 | 31,3 | 0,4 |
| 12 | 17,7 | 1,2 | 29,6 | 0,6 |
| 16 | 17,7 | 1,2 | 29,1 | 0,6 |

En somme, les mouvements du *PIB* canadien sont le moins expliqués par le choc factoriel américain et le choc à la politique monétaire, mais les effets de ces chocs sont non nuls et non négligeables. À l'instar du constat fait pour le modèle améri-

cain, une part substantielle des fluctuations des variables n'est pas expliquée par l'ensemble des quatre types de chocs retenus.

3.3 Discussion

Dans ce chapitre, nous avons entrepris de déterminer les fonctions de réponses des variables macroéconomiques suite aux chocs structurels ainsi que leur importance, et de caractériser les dernières récessions qu'ont connues le Canada et les États-Unis. Les principaux résultats obtenus peuvent être classés en deux catégories à savoir : les résultats liés aux aspects techniques du modèle et ceux liés aux aspects structurels du modèle.

3.3.1 Aspects techniques

Les résultats abordés dans cette section ont rapport avec le modèle théorique, sa spécification et sa performance à l'épreuve des faits. Trois principaux résultats se dégagent. *Premièrement*, le FAVAR implémenté ainsi que la méthodologie d'identification des chocs structurels utilisés corroborent les effets généralement observés et acceptés dans la littérature économique en rapport avec les variables macroéconomiques suite aux différents chocs structurels. Notre méthodologie a permis d'isoler les effets exclusifs de chaque choc à partir d'un modèle FAVAR unique. La prise en compte d'une représentation vectorielle à correction d'erreurs (VECM) pour tenir compte d'une éventuelle cointégration entre les facteurs observés associée à une méthode d'identification incluant conjointement des restrictions de court et de long termes pourrait améliorer les résultats de la présente étude.

Deuxièmement, les chocs structurels retenus expliquent à des proportions non négligeables les fluctuations des variables macroéconomiques des deux pays notamment le *produit intérieur brut* validant ainsi les fonctions de réponses issues

du modèle. Toutefois, l'intégration d'autres types de chocs désormais courants comme le choc à l'efficience marginale de l'investissement et les « *news shocks* » améliorerait grandement la qualité des résultats obtenus.

Troisièmement, notre travail permet de mettre en lumière qu'il y a une part non moins importante des fluctuations des variables macroéconomiques que les chocs structurels usuels de la littérature économique ne peuvent expliquer. En effet, à partir du DFM à l'équation (1.1), le modèle capte bien les fluctuations des variables économiques (voir figures 2.3 et 2.4). Une décomposition de la variance sur le DFM directement avec les facteurs nous aurait permis d'obtenir la répartition de la totalité de l'explication des variables par les chocs factoriels structurels. La procédure d'identification adoptée ici a mis l'emphasis sur les effets exclusifs des chocs structurels retenus en extirpant la totalité de leurs effets des chocs factoriels par orthogonalisation. Cet état de chose soulève à nouveau la problématique sur le fonctionnement réel de l'économie et milite plutôt en faveur d'une économie entraînée par un petit nombre de chocs factoriels structurels qui engendrent les fluctuations dans toute l'économie. La difficulté liée à ce type de conception est le caractère non interprétable des facteurs latents estimés. Face à cette difficulté, il peut être intéressant d'envisager d'autres méthodes d'estimation des facteurs comme celle de les estimer par regroupement de variables intelligemment choisies. Cette étude permet aussi de mettre l'accent sur l'avantage du FAVAR de pouvoir capter l'information disponible dans les données mais non captée par les facteurs observés.

3.3.2 Aspects structurels

Les aspects structurels des résultats obtenus concernent l'explication des phénomènes économiques qui ont caractérisé les économies canadienne et américaine

et notamment au cours de la récession de 2007 à 2009. Nous aboutissons à trois principaux résultats. *Premièrement*, la récession économique de 2007-2009 aux États-Unis semble avoir été marquée par des chocs économiques au PIB plutôt positifs, mais aussi par des chocs au crédit adverses notamment au début, mettant en relief une détérioration des conditions du marché des crédits. On assiste au début à une réaction logique de la banque centrale américaine par des chocs monétaires expansionnistes comme cela a été le cas au cours des précédentes récessions. Il serait tout de même intéressant, dans une étude ultérieure, d'approfondir la caractérisation de cette récession en considérant d'autres types de chocs et en associant aux chocs identifiés des éléments factuels observés dans l'environnement économique.

Deuxièmement, la politique monétaire pratiquée au cours de la récession aux États-Unis a contribué à l'aggraver. En effet, la borne inférieure de « zéro » du taux d'intérêt nominal a été très vite atteinte épuisant ainsi toute la marge de manœuvre de la banque centrale qui fait encaisser désormais à l'économie des chocs monétaires plutôt récessionnistes. Ceci ouvre une série de questions quant à l'efficacité des outils conventionnels de la politique monétaire dans une situation où la borne inférieure du taux d'intérêt est presque atteinte. Des instruments non conventionnels comme les opérations d'assouplissements quantitatifs ont été employés par la FED américaine dès 2008 et l'évaluation de leur efficacité peut être une perspective intéressante de recherche. Compte tenu de la conjoncture des événements, d'autres questions méritent d'être abordées pour en comprendre davantage sur la récession. Comment la banque centrale américaine a-t-elle épuisé sa marge de manœuvre ? Quel mécanisme lie le taux d'intérêt nominal de la banque centrale et : le secteur immobilier qui a connu la baisse la plus persistante de ses valeurs depuis la deuxième guerre mondiale ? le secteur des crédits qui a connu un effondrement ?

Troisièmement, l'environnement économique aux États-Unis semble avoir un impact non négligeable sur l'économie canadienne. Selon nos résultats, son pouvoir explicatif avoisinerait même celui de la politique monétaire au Canada. Un aspect qui pourrait être intéressant à considérer est le scénario inverse, c'est-à-dire évaluer l'importance et les effets de l'environnement économique canadien sur l'économie américaine.

CONCLUSION

La récession de 2007-2009 a été associée à de grandes perturbations financières, ce qui a motivé beaucoup de chercheurs à implémenter des modèles intégrant de façon plus accrue les facteurs financiers pour expliquer les fluctuations économiques. Le présent mémoire s'est proposé d'une part de déterminer empiriquement dans quelles mesures la récession de 2007-2009 diffère-t-elle des précédentes connues au Canada et aux États-Unis, et d'autre part d'identifier les effets de chocs économiques qui ont caractérisé les dernières récessions dans les deux pays.

Dans le cadre de cette analyse, nous utilisons un modèle à facteurs dynamiques (DFM) qui présente l'avantage de prendre en compte la totalité des données disponibles afin de pallier les problèmes de biais dus aux variables omises et de prolifération des coefficients. Ainsi, nous exploitons 200 séries macroéconomiques américaines et 125 séries macroéconomiques canadiennes couvrant tous les secteurs d'activité des deux pays.

La démarche adoptée a consisté, dans un premier temps à estimer les facteurs économiques latents de la période de récession pour chaque pays à partir des données pré-récession et à faire des analyses de changement structurel par rapport aux données réelles observées. Dans un second temps, nous identifions et estimons les effets des chocs au PIB, au taux d'intérêt et au crédit sur chaque économie en implémentant un modèle vectoriel autorégressif augmenté des facteurs (FAVAR). Les chocs identifiés sont, en raison de la méthode d'identification, une version modifiée des chocs de technologie, de politique monétaire et de crédit.

Des résultats intéressants ont été obtenus à partir de cette étude. Premièrement, il ressort qu'il y a peu d'évidence que la récession de 2007-2009 au Canada et aux États-Unis soit associée à un changement structurel de l'économie donnant naissance à un nouveau facteur qui soit à la base des fluctuations observées. En effet, les facteurs estimés à partir des données pré-récession ajustent bien les données réelles au cours de la récession. Deuxièmement, la récession aux États-Unis semble être déclenchée par des perturbations financières affectant négativement le marché des crédits et relayées par des chocs au PIB adverses. De plus, en raison de l'épuisement de sa marge de manœuvre liée à la borne inférieure du taux d'intérêt de « zéro », la politique monétaire américaine a possiblement contribué à aggraver la récession à travers des chocs monétaires contractionnistes. Dans la mesure où notre modèle pouvait refléter le recours à des instruments non conventionnels de la politique monétaire, ce dernier point pourrait faire l'objet de travaux subséquents. Troisièmement, la récession au Canada semble être associée aux effets négatifs ou conséquences de la récession aux États-Unis. Ceci est possiblement dû à la proximité et aux relations économiques et commerciales étroites entre les deux pays.

Dans la perspective d'une meilleure compréhension des canaux de cette récession, il serait intéressant d'approfondir sa caractérisation en prenant en compte d'autres types de chocs structurels, en documentant les chocs identifiés en leur associant des éléments factuels observés dans l'environnement économique. De plus, les résultats obtenus suscitent des questions qui méritent d'être abordées à savoir : comment la banque centrale américaine a-t-elle pu épuiser sa marge de manœuvre ? Quel est le taux d'intérêt nominal optimal ou quel est l'instrument de politique monétaire qui puisse permettre désormais de faire face et de combattre efficacement des récessions similaires ou plus graves ?

ANNEXE A

DONNÉES CANADIENNES UTILISÉES

Les codes de transformation (T-Code) utilisés sont : 1-niveau ; 2-première différence ; 3-deuxième différence ; 4-logarithme ; 5-première différence de logarithme ; 6-deuxième différence de logarithme.

| N° | Variables | T-Code | Sources |
|----------------|---|--------|---------|
| Prices | | | |
| 1 | CPI : All-items | 5 | StatCan |
| 2 | CPI : All-items excluding eight of the most volatile components | 5 | StatCan |
| 3 | CPI : All-items excluding food | 5 | StatCan |
| 4 | CPI : All-items excluding energy | 5 | StatCan |
| 5 | CPI : Food and energy | 5 | StatCan |
| 6 | CPI : Energy | 5 | StatCan |
| 7 | CPI : Housing | 5 | StatCan |
| 8 | CPI : Goods | 5 | StatCan |
| 9 | CPI : Durable goods | 5 | StatCan |
| 10 | CPI : Non-durable goods | 5 | StatCan |
| 11 | CPI : Services | 5 | StatCan |
| 12 | CPI : Services excluding shelter services | 5 | StatCan |
| Housing | | | |
| 13 | Building Permits : Total residential and non-residential | 5 | StatCan |
| 14 | Building Permits : Seasonally adjusted ; Residential | 5 | StatCan |
| 15 | Building Permits : Industrial | 5 | StatCan |
| 16 | Building Permits : Commercial | 5 | StatCan |
| 17 | Housing starts : Total units | 4 | StatCan |

| N° | Variables | T-Code | Sources |
|---------------------------|---|--------|---------|
| Leading indicators | | | |
| 18 | Average work week, manufacturing (Hours) | 2 | StatCan |
| 19 | Housing index | 5 | StatCan |
| 20 | New orders, durable goods | 5 | StatCan |
| 21 | Retail trade, furniture and appliances | 5 | StatCan |
| 22 | Shipment to inventory ratio, finished products | 5 | StatCan |
| Output | | | |
| 23 | GDP at Basic Prices : All industries | 5 | StatCan |
| 24 | GDP at Basic Prices : Business sector industries | 5 | StatCan |
| 25 | GDP at Basic Prices : Non-business sector industries | 5 | StatCan |
| 26 | GDP at Basic Prices : Goods-producing industries | 5 | StatCan |
| 27 | GDP at Basic Prices : Service-producing industries | 5 | StatCan |
| 28 | GDP at Basic Prices : Industrial production | 5 | StatCan |
| 29 | GDP at Basic Prices : Durable manufacturing industries | 5 | StatCan |
| 30 | GDP at Basic Prices : Mining and oil and gas extraction | 5 | StatCan |
| 31 | GDP at Basic Prices : Construction | 5 | StatCan |
| 32 | GDP at Basic Prices : Manufacturing | 5 | StatCan |
| 33 | GDP at Basic Prices : Wholesale trade | 5 | StatCan |
| 34 | GDP at Basic Prices : Finance, insurance, real estate, rental and leasing | 5 | StatCan |
| Industrial prices | | | |
| 35 | IPI : All manufacturing | 5 | StatCan |
| 36 | IPI : Total excluding food and beverage manufacturing | 5 | StatCan |
| 37 | IPI : Basic manufacturing industries | 5 | StatCan |
| 38 | IPI : Non-food (excluding basic manufacturing industries) manufacturing | 5 | StatCan |
| 39 | IPI : Primary metal manufacturing excluding precious metals | 5 | StatCan |
| Commodity prices | | | |
| 40 | CommPI : Total, all commodities | 5 | StatCan |
| 41 | CommPI : Energy | 5 | StatCan |
| 42 | CommPI : Metals and Minerals | 5 | StatCan |
| 43 | CommPI : Forestry | 5 | StatCan |
| Stock market | | | |
| 44 | Toronto Stock Exchange, value of shares traded | 5 | StatCan |
| 45 | Toronto Stock Exchange, volume of shares traded | 5 | StatCan |

| N° | Variables | T-Code | Sources |
|-----------------------|---|--------|---------|
| 46 | Standard and Poor s/Toronto Stock Exchange Composite Index, close | 5 | StatCan |
| 47 | Toronto Stock Exchange, stock dividend yields (composite), closing quotations | 2 | StatCan |
| Exchange rates | | | |
| 48 | FX : United States dollar, noon spot rate, average | 5 | StatCan |
| 49 | FX : United States dollar, 30-day forward closing rate | 5 | StatCan |
| 50 | FX : United States dollar, 180-day forward closing rate | 5 | StatCan |
| 51 | FX : United States dollar, 1-year forward closing rate | 5 | StatCan |
| 52 | FX : United Kingdom pound sterling, noon spot rate, average | 5 | StatCan |
| 53 | FX : United Kingdom pound sterling, 90-day forward noon rate | 5 | StatCan |
| 54 | FX : Swedish krona, noon spot rate, average | 5 | StatCan |
| 55 | FX : Swiss franc, noon spot rate, average | 5 | StatCan |
| 56 | FX : Japanese yen, noon spot rate, average | 5 | StatCan |
| Interest rates | | | |
| 57 | Bank rate | 2 | StatCan |
| 58 | Forward premium or discount (-), United States dollar in Canada : 3 month | 2 | StatCan |
| 59 | Prime corporate paper rate : 3 month | 2 | StatCan |
| 60 | Government of Canada marketable bonds, average yield : 1-3 year | 2 | StatCan |
| 61 | Government of Canada marketable bonds, average yield : 3-5 year | 2 | StatCan |
| 62 | Government of Canada marketable bonds, average yield : 5-10 year | 2 | StatCan |
| 63 | Government of Canada marketable bonds, average yield : over 10 years | 2 | StatCan |
| 64 | Treasury bill auction - average yields : 3 month | 2 | StatCan |
| 65 | Treasury bill auction - average yields : 6 month | 2 | StatCan |
| 66 | Average residential mortgage lending rate : 5 year | 2 | StatCan |
| Credit | | | |
| 67 | Total, Canada s official international reserves | 5 | StatCan |
| 68 | Convertible foreign currencies, United States dollars | 5 | StatCan |
| 69 | Total business and household credit ; Seasonally adjusted | 5 | StatCan |
| 70 | Household credit ; Seasonally adjusted | 5 | StatCan |
| 71 | Residential mortgage credit ; Seasonally adjusted | 5 | StatCan |

| N° | Variables | T-Code | Sources |
|--------------------------------------|--|--------|---------|
| 72 | Consumer credit ; Seasonally adjusted | 5 | StatCan |
| 73 | Business credit ; Seasonally adjusted | 5 | StatCan |
| 74 | Short-term business credit ; Seasonally adjusted | 5 | StatCan |
| Loans and monetary aggregates | | | |
| 75 | Canadian dollar assets, total loans | 5 | StatCan |
| 76 | Total personal loans | 5 | StatCan |
| 77 | Business loans | 5 | StatCan |
| 78 | M1B (gross) | 5 | StatCan |
| 79 | Residential mortgages | 5 | StatCan |
| 80 | M2+ (gross) | 5 | StatCan |
| 81 | Chartered bank deposits, personal, term | 5 | StatCan |
| 82 | Bankers acceptances | 5 | StatCan |
| Employment | | | |
| 83 | Unemployment rate (Rate) ; Both sexes ; 15 years and over | 2 | StatCan |
| 84 | Total employed, all industries | 5 | StatCan |
| 85 | EMP : Goods-producing sector | 5 | StatCan |
| 86 | EMP : Utilities | 5 | StatCan |
| 87 | EMP : Construction | 5 | StatCan |
| 88 | EMP : Manufacturing | 5 | StatCan |
| 89 | EMP : Services-producing sector | 5 | StatCan |
| 90 | EMP : Trade | 5 | StatCan |
| 91 | EMP : Transportation and warehousing | 5 | StatCan |
| 92 | EMP : Finance, insurance, real estate and leasing | 5 | StatCan |
| 93 | EMP : Professional, scientific and technical services | 5 | StatCan |
| 94 | EMP : Business, building and other support services | 5 | StatCan |
| Imports and Exports | | | |
| 95 | Imports, United States, including Puerto Rico and Virgin Islands | 5 | StatCan |
| 96 | Imports, United Kingdom | 5 | StatCan |
| 97 | Imports, European Union excluding the United Kingdom | 5 | StatCan |
| 98 | Imports, Japan | 5 | StatCan |
| 99 | Exports, United States | 5 | StatCan |
| 100 | Exports, United Kingdom | 5 | StatCan |
| 101 | Exports, European Union excluding the United Kingdom | 5 | StatCan |
| 102 | Exports, Japan | 5 | StatCan |
| 103 | Imports, total of all merchandise | 5 | StatCan |
| 104 | Imports, Sector 2 Energy products | 5 | StatCan |

| N° | Variables | T-Code | Sources |
|-----------------------|--|--------|------------|
| 105 | Imports, Sector 3 Forestry products | 5 | StatCan |
| 106 | Imports, Sector 4 Industrial goods and materials | 5 | StatCan |
| 107 | Imports, Sector 5 Machinery and equipment | 5 | StatCan |
| 108 | Imports, Sector 6 Automotive products | 5 | StatCan |
| 109 | Exports, total of all merchandise | 5 | StatCan |
| 110 | Exports, Sector 2 Energy products | 5 | StatCan |
| 111 | Exports, Sector 3 Forestry products | 5 | StatCan |
| 112 | Exports, Sector 4 Industrial goods and materials | 5 | StatCan |
| 113 | Exports, Sector 5 Machinery and equipment | 5 | StatCan |
| 114 | Exports, Sector 6 Automotive products | 5 | StatCan |
| Other | | | |
| 115 | Consumption | 5 | StatCan |
| 116 | Consumption of Durable Goods | 5 | StatCan |
| 117 | Consumption of Non Durable Goods | 5 | StatCan |
| 118 | Investment | 5 | StatCan |
| 119 | Fixed Private Investment | 5 | StatCan |
| Credit Spreads | | | |
| 120 | BBB CS : Long | 1 | Datastream |
| 121 | BBB CS : Mid | 1 | Datastream |
| 122 | A CS : Long | 1 | Datastream |
| 123 | A CS : Mid | 1 | Datastream |
| 124 | AA+ CS : Long | 1 | Datastream |
| 125 | AA+ CS : Mid | 1 | Datastream |

ANNEXE B

DONNÉES AMÉRICAINES UTILISÉES

Les données américaines exploitées dans le cadre du présent mémoire sont celles utilisées par Stock et Watson (2012) et ont été téléchargées à partir du site web de Mark Watson.

Les codes de transformation (T-Code) utilisés sont : 1-niveau ; 2-première différence ; 3-deuxième différence ; 4-logarithme ; 5-première différence de logarithme ; 6-deuxième différence de logarithme.

| N° | Variables | T-Code |
|----|--|--------|
| 1 | Real Disposable Personal Income | 5 |
| 2 | Real Private Fixed Investment, 3 Decimal | 5 |
| 3 | Real Government Consumption Expenditures & Gross Investment, 3 Decimal | 5 |
| 4 | Real Gross Domestic Product, 3 Decimal | 5 |
| 5 | Real Gross Private Domestic Investment, 3 Decimal | 5 |
| 6 | Real Personal Consumption Expenditures | 5 |
| 7 | Real Nonresidential Investment : Equipment & Software, 3 Decimal | 5 |
| 8 | Real Exports of Goods & Services, 3 Decimal | 5 |
| 9 | Government Current Receipts (Nominal) | 5 |
| 10 | Real Federal Consumption Expenditures & Gross Investment, 3 Decimal | 5 |
| 11 | Real Imports of Goods & Services, 3 Decimal | 5 |
| 12 | Real Personal Consumption Expenditures : Durable Goods | 5 |
| 13 | Real Personal Consumption Expenditures : Services | 5 |

| N° | Variables | T-Code |
|----|---|--------|
| 14 | Real Personal Consumption Expenditures : Nondurable Goods | 5 |
| 15 | Real Private Nonresidential Fixed Investment, 3 Decimal | 5 |
| 16 | Real Private Residential Fixed Investment, 3 Decimal | 5 |
| 17 | Real State & Local Consumption Expenditures & Gross Investment, 3 Decimal | 5 |
| 18 | Ch. Inv/GDP | 1 |
| 19 | Business Sector : Output | 5 |
| 20 | Manufacturing Sector : Output | 5 |
| 21 | Nonfarm Business Sector : Output | 5 |
| 22 | Business Sector : Hours of All Persons | 5 |
| 23 | Manufacturing Sector : Hours of All Persons | 5 |
| 24 | Nonfarm Business Sector : Hours of All Persons | 5 |
| 25 | Personal Consumption Expenditures : Chain-type Price Index Less Food and Energy | 5 |
| 26 | Personal Consumption Expenditures : Chain-type Price Index | 5 |
| 27 | Goods | 5 |
| 28 | Durable goods | 5 |
| 29 | Nondurable goods | 5 |
| 30 | Services | 5 |
| 31 | Household consumption expenditures (for services) | 5 |
| 32 | Motor vehicles and parts | 5 |
| 33 | Furnishings and durable household equipment | 5 |
| 34 | Recreational goods and vehicles | 5 |
| 35 | Other durable goods | 5 |
| 36 | Food and beverages purchased for off-premises consumption | 5 |
| 37 | Clothing and footwear | 5 |
| 38 | Gasoline and other energy goods | 5 |
| 39 | Other nondurable goods | 5 |
| 40 | Housing and utilities | 5 |
| 41 | Health care | 5 |
| 42 | Transportation services | 5 |
| 43 | Recreation services | 5 |
| 44 | Food services and accommodations | 5 |
| 45 | Financial services and insurance | 5 |
| 46 | Other services | 5 |
| 47 | Gross Domestic Product : Chain-type Price Index | 5 |
| 48 | Gross Private Domestic Investment : Chain-type Price Index | 5 |
| 49 | Business Sector : Implicit Price Deflator | 5 |
| 50 | Manufacturing Sector : Real Compensation Per Hour | 5 |
| 51 | Nonfarm Business Sector : Real Compensation Per Hour | 5 |

| N° | Variables | T-Code |
|----|--|--------|
| 52 | Business Sector : Real Compensation Per Hour | 5 |
| 53 | Manufacturing Sector : Output Per Hour of All Persons | 5 |
| 54 | Nonfarm Business Sector : Output Per Hour of All Persons | 5 |
| 55 | Business Sector : Output Per Hour of All Persons | 5 |
| 56 | Business Sector : Unit Labor Cost | 5 |
| 57 | Manufacturing Sector : Unit Labor Cost | 5 |
| 58 | Nonfarm Business Sector : Unit Labor Cost | 5 |
| 59 | Nonfarm Business Sector : Unit Nonlabor Payments | 5 |
| 60 | Total Tangible Assets - Balance Sheet of Households and Nonprofits (FoF) | 5 |
| 61 | Total Net Worth - Balance Sheet of Households and Nonprofits (FoF) | 5 |
| 62 | Networth Relative to Personal Disp Income | 1 |
| 63 | TTABSHNO-REANSHNO | 5 |
| 64 | Real Estate - Assets - Balance Sheet of Households and Nonprofit Orgs (FoF) | 5 |
| 65 | Total Financial Assets - Assets - Balance Sheet of Households and Non Profits (FoF) | 5 |
| 66 | Total Liabilities - Balance Sheet of Households and Nonprofits (FoF) | 5 |
| 67 | Liabilities Relative to Person Disp Income | 5 |
| 68 | House Price Index for the United States | 5 |
| 69 | FRB Senior Loans Officer Opions. Net Percentage of Domestic Respondents Reporting Increased Willingness to Make Consumer Installment Loans | 1 |
| 70 | GZ_Spread (Unadjusted) | 1 |
| 71 | GZ Excess Bond Premium | 1 |
| 72 | IP : Total index | 5 |
| 73 | Industrial Production : Final Products (Market Group) | 5 |
| 74 | IP : Consumer goods | 5 |
| 75 | Industrial Production : Materials | 5 |
| 76 | Industrial Production : Durable Materials | 5 |
| 77 | Industrial Production : nondurable Materials | 5 |
| 78 | Capu Man. (Fred post 1972, Older serious before 1972) | 1 |
| 79 | Capacity Utilization : Total Industry | 1 |
| 80 | Industrial Production : Durable Consumer Goods | 5 |
| 81 | IP : Automotive products | 5 |
| 82 | Industrial Production : Nondurable Consumer Goods | 5 |
| 83 | Industrial Production : Business Equipment | 5 |
| 84 | IP : Consumer Energy Products | 5 |

| N° | Variables | T-Code |
|-----|---|--------|
| 85 | All Employees : Manufacturing | 5 |
| 86 | Total Nonfarm Payrolls : All Employees | 5 |
| 87 | All Employees : Service-Providing Industries | 5 |
| 88 | All Employees : Goods-Producing Industries | 5 |
| 89 | All Employees : Government | 5 |
| 90 | All Employees : Total Private Industries | 5 |
| 91 | Federal | 5 |
| 92 | State government | 5 |
| 93 | Local government | 5 |
| 94 | All Employees : Durable Goods Manufacturing | 5 |
| 95 | All Employees : Nondurable Goods Manufacturing | 5 |
| 96 | All Employees : Construction | 5 |
| 97 | All Employees : Education & Health Services | 5 |
| 98 | All Employees : Financial Activities | 5 |
| 99 | All Employees : Information Services | 5 |
| 100 | All Employees : Leisure & Hospitality | 5 |
| 101 | All Employees : Natural Resources & Mining | 5 |
| 102 | All Employees : Professional & Business Services | 5 |
| 103 | All Employees : Other Services | 5 |
| 104 | All Employees : Trade, Transportation & Utilities | 5 |
| 105 | All Employees : Retail Trade | 5 |
| 106 | All Employees : Wholesale Trade | 5 |
| 107 | Emp Total (Household Survey) | 5 |
| 108 | LaborForce Participation Rate (16 Over) SA | 2 |
| 109 | Urate | 2 |
| 110 | Urate Short Term (< 27 weeks) | 2 |
| 111 | Urate Long Term (>= 27 weeks) | 2 |
| 112 | Unemployment Rate - 16-19 yrs | 2 |
| 113 | Unemployment Rate - 20 yrs. & over, Men | 2 |
| 114 | Unemployment Rate - 20 yrs. & over, Women | 2 |
| 115 | Number Unemployed for Less than 5 Weeks | 5 |
| 116 | Number Unemployed for 5-14 Weeks | 5 |
| 117 | Civilians Unemployed for 15-26 Weeks | 5 |
| 118 | Number Unemployed for 27 Weeks & over | 5 |
| 119 | Unemployment Level - Job Losers | 5 |
| 120 | Unemployment Level - Reentrants to Labor Force | 5 |
| 121 | Unemployment Level - Job Leavers | 5 |
| 122 | Unemployment Level - New Entrants | 5 |
| 123 | Employment Level - Part-Time for Economic Reasons, All Industries | 5 |

| N° | Variables | T-Code |
|-----|---|--------|
| 124 | Average Weekly Hours : Manufacturing | 1 |
| 125 | Average Weekly Hours : Total Private Industrie | 2 |
| 126 | Average Weekly Hours : Overtime : Manufacturing | 2 |
| 127 | Index of Help-Wanted Advertising in Newspapers | 1 |
| 128 | Housing Starts : Total : New Privately Owned Housing Units Started | 5 |
| 129 | Privately Owned Housing Starts : 5-Unit Structures or More | 5 |
| 130 | Housing Starts in Midwest Census Region | 5 |
| 131 | Housing Starts in Northeast Census Region | 5 |
| 132 | Housing Starts in South Census Region | 5 |
| 133 | Housing Starts in West Census Region | 5 |
| 134 | New Private Housing Units Authorized by Building Permit | 5 |
| 135 | Construction contracts (mil. sq. ft.) (Copyright, McGraw-Hill) | 4 |
| 136 | Mfrs' new orders durable goods industries (bil. chain 2000 \$) | 5 |
| 137 | Mfrs' new orders, consumer goods and materials (mil. 1982 \$) | 5 |
| 138 | Mfrs' unfilled orders durable goods indus. (bil. chain 2000 \$) | 5 |
| 139 | Index of supplier deliveries – vendor performance (pct.) | 1 |
| 140 | Mfrs' new orders, nondefense capital goods (mil. 1982 \$) | 5 |
| 141 | Manufacturing and trade inventories (bil. Chain 2005 \$) | 5 |
| 142 | Manufacturing and trade sales (mil. Chain 2005 \$) | 5 |
| 143 | Sales of retail stores (mil. Chain 2000 \$) | 5 |
| 144 | Producer Price Index : All Commodities | 5 |
| 145 | PPI : Natural Gas | 5 |
| 146 | PPI : Crude Petroleum | 5 |
| 147 | Crude Oil : West Texas Intermediate (WTI) - Cushing Oklahoma | 5 |
| 148 | Producer Price Index : Finished Goods | 5 |
| 149 | Producer Price Index : Finished Consumer Foods | 5 |
| 150 | Producer Price Index : Finished Consumer Goods | 5 |
| 151 | Producer Price Index : Industrial Commodities | 5 |
| 152 | Producer Price Index : Intermediate Materials : Supplies & Components | 5 |
| 153 | Index of Sensitive Matrerials Prices (Discontinued) | 5 |
| 154 | SPOT MARKET PRICE INDEX :BLS & CRB : ALL COMMODITIES(1967=100) | 5 |
| 155 | NAPM COMMODITY PRICES INDEX (PERCENT) | 1 |
| 156 | Consumer Price Index For All Urban Consumers : All Items | 5 |
| 157 | Consumer Price Index for All Urban Consumers : All Items Less Food & Energy | 5 |
| 158 | Average Hourly Earnings : Construction | 5 |
| 159 | Average Hourly Earnings : Manufacturing | 5 |

| N° | Variables | T-Code |
|-----|---|--------|
| 160 | Average Hourly Earnings : Total Private Industries | 5 |
| 161 | Moody's Seasoned Aaa Corporate Bond Yield | 2 |
| 162 | Moody's Seasoned Baa Corporate Bond Yield | 2 |
| 163 | Effective Federal Funds Rate | 2 |
| 164 | CP3FM-TB3MS | 1 |
| 165 | 1-Year Treasury Constant Maturity Rate | 2 |
| 166 | 10-Year Treasury Constant Maturity Rate | 2 |
| 167 | 30-Year Conventional Mortgage Rate | 2 |
| 168 | 3-Month Treasury Bill : Secondary Market Rate | 2 |
| 169 | 6-Month Treasury Bill : Secondary Market Rate | 2 |
| 170 | 3-Month Eurodollar Deposit Rate (London) | 2 |
| 171 | MED3-TB3MS (Version of TED Spread) | 1 |
| 172 | BAA-GS10 Spread | 1 |
| 173 | Mortg-GS10 Spread | 1 |
| 174 | tb6m-tb3m | 1 |
| 175 | GS1_Tb3m | 1 |
| 176 | GS10_Tb3m | 1 |
| 177 | Board of Governors Monetary Base, Adjusted for Changes in Reserve Requirements | 5 |
| 178 | Commercial and Industrial Loans at All Commercial Banks | 5 |
| 179 | Consumer (Individual) Loans at All Commercial Banks - Outlier Code because of change in data in April 2010 ... see FRB H8 Release | 5 |
| 180 | Institutional Money Funds (Note - begin in 1980 .. Values earlier are too small) | 5 |
| 181 | M1 Money Stock | 5 |
| 182 | M2SL | 5 |
| 183 | MZM Money Stock | 5 |
| 184 | Total Nonrevolving Credit Outstanding | 5 |
| 185 | Real Estate Loans at All Commercial Banks | 5 |
| 186 | Total Revolving Credit Outstanding | 5 |
| 187 | Total Consumer Credit Outstanding | 5 |
| 188 | S&P'S COMMON STOCK PRICE INDEX : COMPOSITE (1941-43=10) | 5 |
| 189 | COMMON STOCK PRICES : DOW JONES INDUSTRIAL AVERAGE | 5 |
| 190 | VXO (Linked by N. Bloom) .. Average daily VIX from 2009 -> | 1 |
| 191 | Case-Shiller 10 City Average | 5 |
| 192 | Case-Shiller 20 City Average | 5 |

| N° | Variables | T-Code |
|-----|--|--------|
| 193 | FRB Nominal Major Currencies Dollar Index (Linked to EXRUS in 1973 :1) | 5 |
| 194 | U.S. / Euro Foreign Exchange Rate | 5 |
| 195 | FOREIGN EXCHANGE RATE : SWITZERLAND (SWISS FRANC PER U.S.\$) Fred, 1971 - EXRSW previous | 5 |
| 196 | FOREIGN EXCHANGE RATE : JAPAN (YEN PER U.S.\$), Fred 1971- EXRJAN previous | 5 |
| 197 | FOREIGN EXCHANGE RATE : UNITED KINGDOM (CENTS PER POUND), Fred 1971->, EXRUK Previous | 5 |
| 198 | FOREIGN EXCHANGE RATE : CANADA (CANADIAN \$ PER U.S.\$) - Fred, 1971 -> EXRCAN previous | 5 |
| 199 | Consumer expectations NSA (Copyright, University of Michigan) | 1 |
| 200 | Baker, Bloom, Davis Policy Uncertainty Index | 2 |

RÉFÉRENCES

- Andrews, D. W. K. 2003. « End-of-Sample Instability Tests », *Econometrica*, vol. 71, no. 6, p. 1661–1694.
- Bai, J. et S. Ng. 2002. « Determining the Number of Factors in Approximate Factor Models », *Econometrica*, vol. 70, no. 1, p. 191–221.
- Bai, J. et S. Ng. 2006. « Evaluating latent and observed factors in macroeconomics and finance », *Journal of Econometrics*, vol. 131, no. 1-2, p. 507–537.
- . 2008. « Large Dimensional Factor Analysis », *Foundations and Trends(R) in Econometrics*, vol. 3, no. 2, p. 89–163.
- Barrera, N. et R. Duttagupta. 2010. « The impact of the global crisis on canada : What do macro-financial linkages tell us ? », *IMF Working Papers*, p. 1–19.
- Bedock, N. et D. Stevanovic. 2012. An Empirical Study of Credit Shock Transmission in a Small Open Economy. CIRANO Working Papers no. 2012s-16, CIRANO.
- . 2015. « An empirical study of credit shock transmission in a small open economy », *Revised & Resubmitted*.
- Bernanke, B., J. Boivin, et P. S. Elias. 2005. « Measuring the Effects of Monetary Policy : A Factor-augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach », *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 120, no. 1, p. 387–422.
- Bernanke, B., M. Gertler, et S. Gilchrist. 1999. *The financial accelerator in a quantitative business cycle framework*. Coll. Taylor, J. B. et M. Woodford, éditeurs, Coll. « *Handbook of Macroeconomics* ». T. 1, Part C, chapitre 21, p. 1341–1393. Elsevier, 1 édition.
- Bernanke, B. S. et A. S. Blinder. 1992. « The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission », *American Economic Review*, vol. 82, no. 4, p. 901–21.
- Bernanke, B. S. et J. Boivin. 2003. « Monetary policy in a data-rich environment », *Journal of Monetary Economics*, vol. 50, no. 3, p. 525–546.

- Bernanke, B. S. et I. Mihov. 1998. « Measuring Monetary Policy », *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 113, no. 3, p. 869–902.
- Boivin, J., M. Giannoni, et D. Stevanovic. 2013. Dynamic effects of credit shocks in a data-rich environment. Staff Reports no. 615, Federal Reserve Bank of New York.
- Cattell, R. B. 1966. « The scree test for the number of factors », *Multivariate behavioral research*, vol. 1, no. 2, p. 245–276.
- Christiano, L. J., M. Eichenbaum, et C. L. Evans. 1998. Monetary Policy Shocks : What Have We Learned and to What End ? NBER Working Papers no. 6400, National Bureau of Economic Research, Inc.
- . 2001. Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy. Working Paper Series no. WP-01-08, Federal Reserve Bank of Chicago.
- Christiano, L. J., M. Eichenbaum, et C. L. Evans. 2005. « Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy », *Journal of Political Economy*, vol. 113, no. 1, p. pp. 1–45.
- Gali, J. 1999. « Technology, Employment, and the Business Cycle : Do Technology Shocks Explain Aggregate Fluctuations ? », *American Economic Review*, vol. 89, no. 1, p. 249–271.
- Gertler, M. et C. S. Lown. 1999. « The Information in the High-Yield Bond Spread for the Business Cycle : Evidence and Some Implications », *Oxford Review of Economic Policy*, vol. 15, no. 3, p. 132–50.
- Gilchrist, S., V. Yankov, et E. Zakrajsek. 2009. Credit market shocks and economic fluctuations : Evidence from corporate bond and stock markets. Working Paper no. 14863, National Bureau of Economic Research.
- Ireland, P. N. 2004. « Technology Shocks in the New Keynesian Model », *The Review of Economics and Statistics*, vol. 86, no. 4, p. 923–936.
- . 2010. A New Keynesian Perspective on the Great Recession. Boston College Working Papers in Economics no. 735, Boston College Department of Economics.
- Ivaschenko, I. V. et J. A. Chan-Lau. 2001. Corporate Bond Risk and Real Activity : An Empirical Analysis of Yield Spreads and Their Systematic Components. IMF Working Papers no. 01/158, International Monetary Fund.

- Kimball, M. S., J. G. Fernald, et S. Basu. 2006. « Are Technology Improvements Contractionary ? », *American Economic Review*, vol. 96, no. 5, p. 1418–1448.
- Klyuev, V. 2008. Real Implications of Financial Linkages Between Canada and the United States. IMF Working Papers no. 08/23, International Monetary Fund.
- Leeper, E. M., C. A. Sims, et T. Zha. 1996. « What Does Monetary Policy Do ? », *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 27, no. 2, p. 1–78.
- Liu, Z. et L. Phaneuf. 2007. « Technology shocks and labor market dynamics : Some evidence and theory », *Journal of Monetary Economics*, vol. 54, no. 8, p. 2534–2553.
- Mueller, P. 2009. « Credit spreads and real activity ». In *EFA 2008 Athens Meetings Paper*.
- Ng, S. et J. H. Wright. 2013. « Facts and challenges from the great recession for forecasting and macroeconomic modeling », *Journal of Economic Literature*, vol. 51, no. 4, p. 1120–54.
- Normandin, M. et L. Phaneuf. 2004. « Monetary policy shocks : : Testing identification conditions under time-varying conditional volatility », *Journal of Monetary Economics*, vol. 51, no. 6, p. 1217–1243.
- Phaneuf, L. 2014a. *Notes de cours : Cycle et politiques économiques (ECO 8061) - Automne 2014*. Université du Québec à Montréal, Département des sciences économiques.
- . 2014b. *Notes de cours : Macroéconomie avancée (ECO 7011) - Hiver 2014*. Université du Québec à Montréal, Université du Québec à Montréal, Département des sciences économiques.
- Reinhart, C. M. et K. S. Rogoff. 2009. « The aftermath of financial crises », *American Economic Review*, vol. 99, no. 2, p. 466–72.
- Sargent, T. J. et C. A. Sims. 1977. Business cycle modeling without pretending to have too much a priori economic theory. Working Papers no. 55, Federal Reserve Bank of Minneapolis.
- Sims, C. A. 1980. « Macroeconomics and Reality », *Econometrica*, vol. 48, no. 1, p. 1–48.
- Sims, C. A. 1992. « Interpreting the macroeconomic time series facts : The effects of monetary policy », *European Economic Review*, vol. 36, no. 5, p. 975–1000.

- Stevanovic, D. 2015. Factor augmented autoregressive distributed lag models with macroeconomic applications. CIRANO Working Papers no. 2015s-33, CIRANO.
- Stock, J. H. et M. W. Watson. 2002a. « Forecasting Using Principal Components From a Large Number of Predictors », *Journal of the American Statistical Association*, vol. 97, p. 1167–1179.
- . 2002b. « Macroeconomic Forecasting Using Diffusion Indexes », *Journal of Business & Economic Statistics*, vol. 20, no. 2, p. 147–62.
- Stock, J. H. et M. W. Watson. 2005. Implications of Dynamic Factor Models for VAR Analysis. NBER Working Papers no. 11467, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Stock, J. H. et M. W. Watson. 2006. *Forecasting with Many Predictors*. T. 1, série *Handbook of Economic Forecasting*, chapitre 10, p. 515–554. Elsevier.
- Stock, J. H. et M. W. Watson. 2011. « Dynamic factor models », *Oxford Handbook of Economic Forecasting*, vol. 1, p. 35–59.
- Stock, J. H. et M. W. Watson. 2012. « Disentangling the Channels of the 2007-09 Recession », *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 44, no. 1 (Spring), p. 81–156.